

人口老龄化与货币政策有效性^{*}

——理论演绎与跨国证据

方显仓 张卫峰

内容摘要：本文从一个简约型 OLG 模型出发，推导劳动者和退休者的动态消费方程，并结合生命周期投资理论，得出人口老龄化将削弱货币政策有效性的初步结论。然后，基于 19 个发达经济体 1960—2017 年的季度数据，借助时变参数向量自回归模型的实证研究表明，近年来，这些经济体货币政策效果有逐渐下降的趋势。进一步，将老年人抚养比引入货币政策效果方程，运用系统 GMM 估计方法，发现人口老龄化确实是导致货币政策效果弱化的原因之一。该结论不仅为理论分析提供了实证支持，同时，在不同的时间节点和模型设定下均是稳健的，这对人口老龄化背景下中国货币政策科学决策具有重要的启示意义。

关键词：人口老龄化 货币政策效果 TVP-VAR-SV 模型 系统 GMM 估计

中图分类号：F821.0；C924.2 **文献标识码：**A

引 言

货币政策通过利率渠道、信贷渠道、财富效应渠道和汇率渠道等影响实体经济，但其有效性可能在逐步减弱 (Fujiwara, 2006; Boivin & Giannoni, 2006)，而人口老龄化正是潜在原因之一，日本近年来的货币政策实践能为该论断提供充分证据 (Yoshino & Miyamoto, 2017)。作为全球人口老龄化率最高的经济体，在资产价格泡沫破裂以后，日本经济逐渐滑入“通货紧缩陷阱”和“流动性陷阱”，出现私人消费和投资低迷、产出增长滑坡等难题。面对此困境，日本央行不断下调无担保隔夜拆借利率，并在 2001 年和 2010 年两次实施“直升机撒钱”式的非常规刺激政策。遗憾的是，上述政策虽有一定成效，但始终无法帮助日本经济摆脱危机。到 2013 年，随着安倍政府上台，宽松的货币政策再次加码，并辅之以结构改革。然而，根据众多学者观察，这些政策虽能有效管理收益率曲线，推动资本市场繁荣，以及通货膨胀预期温和攀升，但实际经济增长却无“实感”。早在 20 世纪 70 年代，日本就已步入老龄化社会，2000 年和 2017 年，老龄化率进一步飙升至 16.98% 和 27.28%。根据生命周期理论，老年人在消费、投资和劳动供给等方面的独特偏好，意味着人口年龄结构变迁触发的宏观经济效应可能在任何经济体都不容忽视。据预测，到 2030 年和 2050 年，全球 65 岁及以上人口将高达 9.9 亿和 15.4 亿，老龄化率为 11.66% 和 15.82%，其中，发达国家最为严重，分别为 22.93% 和 26.62%。因此，十分紧迫的问题是，人口年龄结构的快速演化到底会对货币政策效力产生何种影响？作为全球人

作者简介：方显仓，经济学博士，华东师范大学经济学院、华东师范大学中国金融研究院教授，博士生导师，张卫峰（通讯作者），华东师范大学经济学院博士研究生。

*** 基金项目：**本文获华东师范大学经济与管理学部“博士研究生科研创新计划”资助。

口老龄化速度最快、老年人数量最多的国家之一，在人口老龄化大潮来临之际，我国货币政策应如何调整应对？本文聚焦人口老龄化与货币政策有效性之间的潜在关联，期望能为该领域研究提供最新证据，并为正处于老龄化进程中的我国货币政策决策提供借鉴。

一、文献综述

目前，人口老龄化与货币政策有效性领域的研究主要沿着两个分支展开：货币政策中介目标与货币政策传导渠道。前者认为，人口老龄化会导致资本边际产出下降，牵引自然利率向零下限逼近，最终收窄货币政策操作空间，弱化货币政策有效性；居民资产负债结构的生命周期特征倾向于削弱货币利率渠道、信贷渠道，但也会强化财富效应渠道，故老龄经济体中的货币政策效果最终取决于各传导渠道的相对重要性。

（一）人口老龄化、零利率下限与传统货币政策操作空间

Ferrero & Carvalho (2013), Kara & von Thadden (2016) 和 Nechio et al. (2016) 较早地在包含异质性消费者的 DSGE 框架下发现，劳动力供给减少会抬高资本劳动比例，并降低资本边际产出，而预期寿命延长则强化了“为退休储蓄”的动机，迫使在职者和退休者减少消费，进一步增加资本积累，二者共同推动自然利率逐渐走低。20 世纪 70 年代，随着“婴儿潮”一代进入劳动力市场，资本劳动比例开始下滑，并推动自然利率提高；而当预期寿命延长、“婴儿潮”一代退休时，资本劳动比例抬升，自然利率缓慢下降 (Gagnon et al., 2016; Jones, 2018; Sudo & Takizuka, 2018)。不仅如此，人口老龄化还可能通过生产力异质性机制 (Fujita & Fujiwara, 2017) 和金融加速器机制 (Ikeda & Saito, 2014) 影响利率动态，前者指出，人口老龄化引致的生产力损耗抑制了总需求，引起人均消费、自然利率和通货膨胀等宏观经济变量低频波动；后者强调，企业资产负债表恶化与资本边际产出下降相互作用，共同推动企业信贷需求持续走低，强化了劳动力减少对自然利率的影响。显然，人口老龄化牵引自然利率下降，收窄了传统货币政策操作空间，可能会弱化货币政策有效性，并迫使中央银行诉诸非常规手段管理宏观经济。

（二）人口老龄化、居民资产负债结构与货币政策传导渠道

Miles (2002) 在一个 OLG 模型中证明，当利率提高 1% 时，负向财富效应预计会导致欧盟消费总支出在 2050 年下降 8.9%，该效应较 2000 年提高 17%，表明人口老龄化会强化货币政策有效性。然而，在芬兰，财富效应渠道并不重要 (Kilponen et al., 2017)，居民消费弹性主要取决于家庭基本结余，且随年龄增长不断递减，对家庭资产价值变化不敏感。另一方面，当老年人财富主要由银行存款、国债等固定收益类金融资产组成时，货币紧缩却具有正向财富效应。例如，Fujiwara & Teranishi (2008) 证明，当平均预期寿命较短时，退休者仅靠出售金融资产就足以维持开支，利率冲击通过正向财富效应会增加老年人消费；但在老龄经济体中，预期寿命延长迫使退休者提高劳动供给以平滑终生消费，除财富效应外，货币紧缩还造成退休者劳动供给下降，表明货币政策有效性较强。相比之下，Yoshino & Miyamoto (2017)、李建强和张淑翠 (2018) 则认为，人口老龄化会通过压缩利率渠道和信贷渠道作用范围，以及增加施政成本和压缩政策空间弱化货币政策有效性。Imam (2015) 提供了人口老龄化弱化货币政策效果的直接证据。老年人抚养比每增加 1%，通货膨胀率和失业率对利率冲击的累积响应将下降 0.10% 和 0.35%。Wong (2015)、Chen (2017) 和邹瑾 (2017) 也基于不同方法证实了上述结论。伍戈和曾庆同 (2015)、方显仓和张卫峰 (2019) 综述了该领域的最新研究进展与动态。

本文尝试在一个跨国样本中考察人口老龄化对货币政策效力的影响，边际贡献包括：一是克服仅考虑代表性消费者的理论局限，从一个简约型 OLG 模型出发，推导劳动者和退休者的动态消费方程，并结合生命周期投资理论，考察人口老龄化的货币政策含义，为老龄经济体中的货币政策传导分析提供微观基础；二是突破样本选择的实证局限，将 19 个老龄化程度较高的发达经济体作为

研究对象，借助包含随机波动的时变参数向量自回归模型，完整刻画其在 1960—2017 年间货币政策效果的时变特征，为多样本、长序列的货币政策有效性分析建立保障；三是在理论分析基础上，将人口老龄化变量引入货币政策效果方程，构建动态面板数据模型，并基于系统 GMM 方法估计人口老龄化对货币政策有效性的潜在影响，实现了理论分析与经验研究的完整统一。

二、理论分析

本文借鉴 Gertler (1997) 的研究成果，假设个体生命维度有限，且只存活两期：年轻和年老。前期是劳动者，单位无弹性劳动收入和潜在退休风险以 W_t 和 $(1-\mu)$ 表示；后期是退休者，不参与劳动，仅靠储蓄维持消费，面临的死亡概率为 $(1-s)$ 。根据生命周期投资假说 (Bakshi & Chen, 1994)，居民年轻时风险承受能力较强，主要投资房地产、股票等高风险资产 (A_t^w)，但随着年龄增长，风险厌恶程度提高，开始向国债、定期存款等低风险资产转移 (A_t^r)，其收益率分别以 R_t^w 和 R_t^r 表示^①。接下来，本文将通过一个简化版 CES 效用函数推导劳动者和退休者的动态消费方程，并展示货币政策变化如何对居民消费路径产生影响，以刻画人口老龄化的货币政策含义。

令 V_t^z 表示居民效用的值函数形式：

$$V_t^z = \{(C_t)^{\rho} + \beta^z E_t[V_{t+1}|z]^{\rho}\}^{1/\rho} \quad (1)$$

其中， C_t 和 β 分别为消费水平和贴现因子，但考虑到死亡因素影响，劳动者和退休者面临的有效贴现率并不相同，分别为： $\beta^w = \beta$ ， $\beta^r = \beta * s$ 。式 (1) 表明，无论劳动者，还是退休者，其终生效用均取决于消费水平。进一步， $t+1$ 期时劳动者和退休者的期望效用 $E_t[V_{t+1}|z]$ 可表示为：

$$E_t[V_{t+1}|w] = \mu V_{t+1}^w + (1-\mu)V_{t+1}^r \quad (2)$$

$$E_t[V_{t+1}|r] = V_{t+1}^r \quad (3)$$

首先，对 j 期出生， k 期退出劳动力市场的代表性退休者而言，其预算约束遵循如下方程：

$$A_{t+1}^{rk} = (R_t^r/s)A_t^{rk} - C_t^{rk} \quad (4)$$

其中， R_t^r/s 为无风险资产的实际有效收益率。 $t-1$ 期退休者在 t 期可获得的期望收益率为 R_t^r ，但实际上，到 t 期时只有 s 比例的退休者继续存活，他们共同分享 $(1-s)$ 比例死亡者的财富，因此，增加了收益率。于是，退休者将在式 (4) 约束下选择消费和低风险资产以使退休阶段的效用最大化。根据式 (1) 和 (3)，并运用包络定理，容易得到退休者效用最大化的一阶条件，即消费动态方程为：

$$C_{t+1}^{rk} = (R_{t+1}^r \beta)^\sigma C_t^{rk} \quad (5)$$

令 MPC^r 和 MPC^w 为退休者和劳动者的边际消费倾向，且二者之比为 θ_t 。退休者在 t 期的消费水平将由其边际消费倾向和低风险资产价值共同决定，可得：

$$C_t^{rk} = MPC^r (R_t^r/s) A_t^{rk} \quad (6)$$

相应地，对在 j 期出生的代表性劳动者而言，其面临的预算约束为：

$$A_{t+1}^{wj} = R_t^w A_t^{wj} + W_t + \Delta CR_t - C_t^{wj} \quad (7)$$

其中， $\Delta CR_t = CR_t - (1+i_{t-1})CR_{t-1}$ ，表示劳动者在 t 期的可得信贷与应还贷款及其产生的利息之差， i_{t-1} 为 $t-1$ 期的银行贷款利率水平，由中央银行外生决定。和 Gertler (1997) 的基准设定相比，本文在方程 (7) 中引入了居民贷款行为，这表明劳动者在 t 期的收入主要由风险资产、劳动收入和可得信贷

^①在理论分析中，上标 w 表示劳动者，上标 r 表示退休者。

组成；支出包括消费和应还贷款，二者之差即为 $t+1$ 期初的资产总额。综合方程 (1) 和 (2) 可写出劳动者效用最大化一阶条件：

$$\mu C_{t+1}^{wj} + (1-\mu)\Lambda_{t+1}C_{t+1}^{rj} = (R_t^w \Omega_{t+1}\beta)^\sigma C_t^{wj} \quad (8)$$

其中， $\Lambda_{t+1} = \frac{\partial V_{t+1}^r / \partial C_{t+1}^r}{\partial V_{t+1}^w / \partial C_{t+1}^w}$ 代表劳动者和退休者消费的边际替代率； $\Omega_{t+1} = \mu + (1-\mu)\theta_{t+1}^{1/(1-\sigma)}$ 为风险资产收益率的权重因子。同理，当代表性劳动者终生工资收入的折现为 H_t^j 时，则其在 t 期的消费支出为：

$$C_t^{wj} = MPC^w (R_t^w A_t^{wj} + H_t^j + \Delta CR_t) \quad (9)$$

分别考虑由年轻人、老年人组成的两种极端社会形态下，货币政策与居民消费水平变化间的潜在关联。在封闭经济条件下，根据消费、投资和总收入之间恒等关系，可知居民消费水平是利率 i_t 的隐函数。因此，在一个完全由劳动者组成的年轻社会中，对公式 (9) 的加总形式 $C_t^w = MPC^w (R_t^w A_t^w + H_t + \Delta TCR_t)$ 关于 i_t 求导：

$$\frac{dC_t^w}{di_t} = MPC^w \frac{dY_t^w}{di_t} = MPC^w \left(\frac{dR_t^w A_t^w}{di_t} + \frac{dH_t}{di_t} + \frac{dTTCR_t}{di_t} \right) \quad (10)$$

鉴于劳动者主要持有房地产、股票等高风险资产，当利率提高时，式 (10) 中的 $R_t^w A_t^w$ 价值缩水，工资收入折现 H_t 和可得信贷差 TCR_t 也下降，即 $dR_t^w A_t^w / di_t < 0$ ， $dH_t / di_t < 0$ ， $dTCR_t / di_t < 0$ 。因此， $dC_t^w / di_t < 0$ 。类似地，在一个完全由退休者组成的老年社会中，对方程 (6) 的加总形式 $C_t^r = MPC^r R_t^r A_t^r$ 关于 i_t 求导：

$$\frac{dC_t^r}{di_t} = MPC^r \frac{dY_t^r}{di_t} = MPC^r \frac{dR_t^r A_t^r}{di_t} \quad (11)$$

考虑到退休者财富主要以国债、存款等低风险资产形式存在，故当货币政策当局提高利率时，式 (11) 中的 $R_t^r A_t^r$ 价值抬升，即 $dR_t^r A_t^r / di_t > 0$ ， $dC_t^r / di_t > 0$ 。在整个消费响应路径上，根据劳动者动态消费方程式 (8)，年轻社会 $t+1$ 期和 $t+2$ 期的总消费为：

$$\mu C_{t+1}^w = (R_t^w \Omega_{t+1}\beta)^\sigma C_t^w - (1-\mu)\Lambda_{t+1}(R_{t+1}^r \beta)^\sigma C_t^r \quad (12)$$

$$\frac{\mu}{\beta^{2\sigma}} C_{t+2}^w = (R_{t+1}^w \Omega_{t+2})^\sigma (R_t^w \Omega_{t+1})^\sigma C_t^w - \{[(1-\mu)(R_{t+1}^r)^\sigma] \times [\Lambda_{t+1}(R_{t+1}^w \Omega_{t+2})^\sigma + \mu \Lambda_{t+2}(R_{t+2}^r)^\sigma]\} C_t^r \quad (13)$$

显见， $dC_{t+1}^w / di_t < 0$ ， $dC_{t+2}^w / di_t < 0$ ，以此类推，可得： $dC_{t+3}^w / di_t, \dots, dC_{t+n}^w / di_t < 0$ 。相应地，结合退休者动态消费方程式 (5)，有：

$$C_{t+2}^r = \beta^{2\sigma} (R_{t+2}^r)^\sigma (R_{t+1}^r)^\sigma C_t^r \quad (14)$$

可知， $dC_{t+2}^r / di_t > 0$ ， $dC_{t+3}^r / di_t, \dots, dC_{t+n}^r / di_t > 0$ 。综上可知，年轻劳动者和老年退休者对货币政策立场变化确实存在差异化反应。当利率提高时，受负向财富效应、劳动替代效应和银行贷款效应共同影响，年轻社会的居民消费水平在整个响应路径上都趋于下降，货币政策效力较强；但在老年社会中，提高利率引发的正向财富效应却增加了整个响应路径上的居民消费，货币政策效力受损。因此，综合以上分析，可以判断，在一个由年轻劳动者和老年退休者共同组成的老龄化社会中，老年人数越多，货币政策效力弱化的幅度可能越大。

三、实证研究设计

本文实证研究共分两个阶段。首先，参考 Imam (2015) 的范式，借助 TVP-VAR-SV 模型考察 19 个发达经济体货币政策在 1960—2017 年间的时变轨迹；其次，将老年人抚养比引入 Rudebusch & Svensson (1998) 提出的货币政策效果方程，通过估计名义利率与老年人抚养比交叉项累计系数，

以识别人口老龄化与货币政策效力之间的潜在关联。

(一) 变量与数据说明

基于各国人口老龄化程度、时间序列数据可得性,以及货币政策独立性等因素考虑,本文选取日本、美国、澳大利亚、英国、加拿大、德国、法国、新西兰、奥地利、比利时、意大利、丹麦、芬兰、瑞典、挪威、葡萄牙、瑞士、荷兰和西班牙等19个发达经济体作为研究对象。本文第一阶段实证研究涉及的变量为通货膨胀率(π_t)、产出缺口(y_t)和名义利率(r_t),其中,通货膨胀率以居民消费价格指数季度变化率表示;产出缺口由国内生产总值按照公式 $\text{Ln}(y_t/y_t^*) \times 100$ 计算而得;名义利率以HP滤波去趋势后的3个月或90天政府债券、10年期政府债券收益率或银行间市场利率表示。在第二阶段实证研究中,新增变量老年人抚养比(old),以65岁及以上人口占15—64岁劳动人口比重表示,鉴于人口转型过程缓慢且较为稳定,文章基于Cubic-Match Last方法将老年人抚养比年度数据转换为季度数据。此外,为剔除季节性因素对模型估计的影响,实证研究前运用TRAMO/SEATS法对上述指标进行季节性调整。本文人口年龄结构数据来自2017年联合国《世界人口展望》;国内生产总值、居民消费价格指数和名义利率来自CEIC与FRED数据库。

(二) 实证方法:时变参数向量自回归模型

包含随机波动的时变参数向量模型(TVP-VAR-SV)可从结构向量自回归模型(SVAR)推导而来,一个典型的SVAR模型结构如下:

$$A y_t = F_1 y_{t-1} + F_2 y_{t-2} + \dots + F_s y_{t-s} + \mu_t, \quad t=s+1, \dots, n \quad (15)$$

其中, y_t 为 $k \times 1$ 维列向量, A, F_1, \dots, F_s 为 $k \times k$ 维系数矩阵, μ_t 为 $k \times 1$ 维结构性冲击向量,且 $\mu_t \sim (0, \Sigma)$ 。为保证SVAR模型可识别,假设方差协方差矩阵 Σ 为对角矩阵,系数矩阵 A 满足“伍德因果链”约束,即SVAR模型是一个递归系统, A 为下三角矩阵。

$$\begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_k \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & a_{k2} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

上述SVAR模型的简化形式可表示为:

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_s y_{t-s} + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_k) \quad (16)$$

其中, $B_i = A^{-1} F_i, i=1, 2, \dots, s$ 。令 β 为由矩阵 B_i 行中的元素堆叠而成的 $k^2 s \times 1$ 维列向量, $\chi = I_k \otimes (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_{t-s})$, \otimes 表示克罗内克积,则以上模型可进一步写为:

$$y_t = \chi_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t \quad (17)$$

其中,参数 β, Σ, A 都是固定的,引入时间因素后,其对应的带随机波动的时变参数向量自回归模型为:

$$y_t = \chi_t \beta_t + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \quad t=s+1, \dots, n \quad (18)$$

显然,对宏观经济建模而言,系数矩阵 A_t 时变非常关键,这能准确捕捉到变量间的时变影响。令 $a_t = (a_{21t}, a_{31t}, a_{32t}, \dots, a_{k1t}, a_{k2t}, \dots, a_{kk-1t})$ 和 $\sigma_t = (\sigma_{1t}, \sigma_{2t}, \dots, \sigma_{kt})$ 的转置矩阵分别由下三角矩阵 A_t 和对角线矩阵 Σ_t 中的元素堆叠构成,且参数 β_t, a_t, h_t 的状态方程分别服从如下随机游走过程:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \mu_{\beta t}, \quad a_{t+1} = a_t + \mu_{a t}, \quad h_{t+1} = h_t + \mu_{h t} \quad (19)$$

其中, $h_t = (h_{1t}, h_{2t}, \dots, h_{kt})'$, $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, t=s+1, \dots, n$,且有 $\beta_{s+1} \sim N(\mu_{\beta 0}, \Sigma_{\beta 0}), a_{s+1} \sim N(\mu_{a 0}, \Sigma_{a 0}), a_{h,t+1} \sim N(\mu_{h 0}, \Sigma_{h 0})$,同时:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\beta} \\ \mu_a \\ \mu_h \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I_k & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right)$$

在上述模型中，结构性冲击方差的随机游走假设产生了非线性的状态空间模型，增加了最大似然估计的难度，故本文第一阶段实证研究将在贝叶斯理论框架下，借助马尔科夫蒙特卡洛模拟方法进行参数估计。

四、发达国家货币政策有效性分析

为避免伪回归，在实证研究前先对通货膨胀率、产出缺口和名义利率做单位根检验。检验结果显示，在 1% 的显著性水平上，经过处理的序列均是平稳的。在此基础上，本文利用蒙特卡洛模拟算法进行参数估计，并参照 Nakajima (2011) 的赋值办法，令 $\mu_{\alpha 0} = \mu_{\beta 0} = \mu_{\lambda 0}$ ， $\sum_{\alpha 0} = \sum_{\beta 0} = \sum_{\lambda 0} = 10I_K$ ，且协方差矩阵对角线元素服从分布： $(\sum_{\alpha})_i^2 \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$ ， $(\sum_{\beta})_i^2 \sim \text{Gamma}(20, 0.01)$ 和 $(\sum_{\lambda})_i^2 \sim \text{Gamma}(2, 0.01)$ 。此外，由于 A_i 为下三角矩阵，故本文根据向量自回归模型参数估计识别条件，按照变量外生性程度指定其进入模型的顺序，即 $[\pi_t, y_t, r_t]$ 。最后，与 Imam (2015) 一样，本部分实证模型滞后期为 2 期，为保证后验分布的收敛性，对每个国家做蒙特卡洛模拟迭代 10000 次，前 1000 次为预烧 (Burn-In) 样本予以舍弃。估计结果显示，所有待估参数后验分布均值都位于 95% 置信区间，Geweke 收敛诊断值也在 5% (1.96) 临界范围以内，同时，无效因子较小，基于 Gibbs 采样得到的样本自相关系数、收敛路径和后验分布函数也表现良好。这表明，利用 MCMC 算法进行参数估计是有效的，能为后续统计推断提供可靠保证。

图 1 和图 2^① 报告了基于 OxMetrics6 平台实现的脉冲响应结果，右轴、左轴和垂直轴分别表示

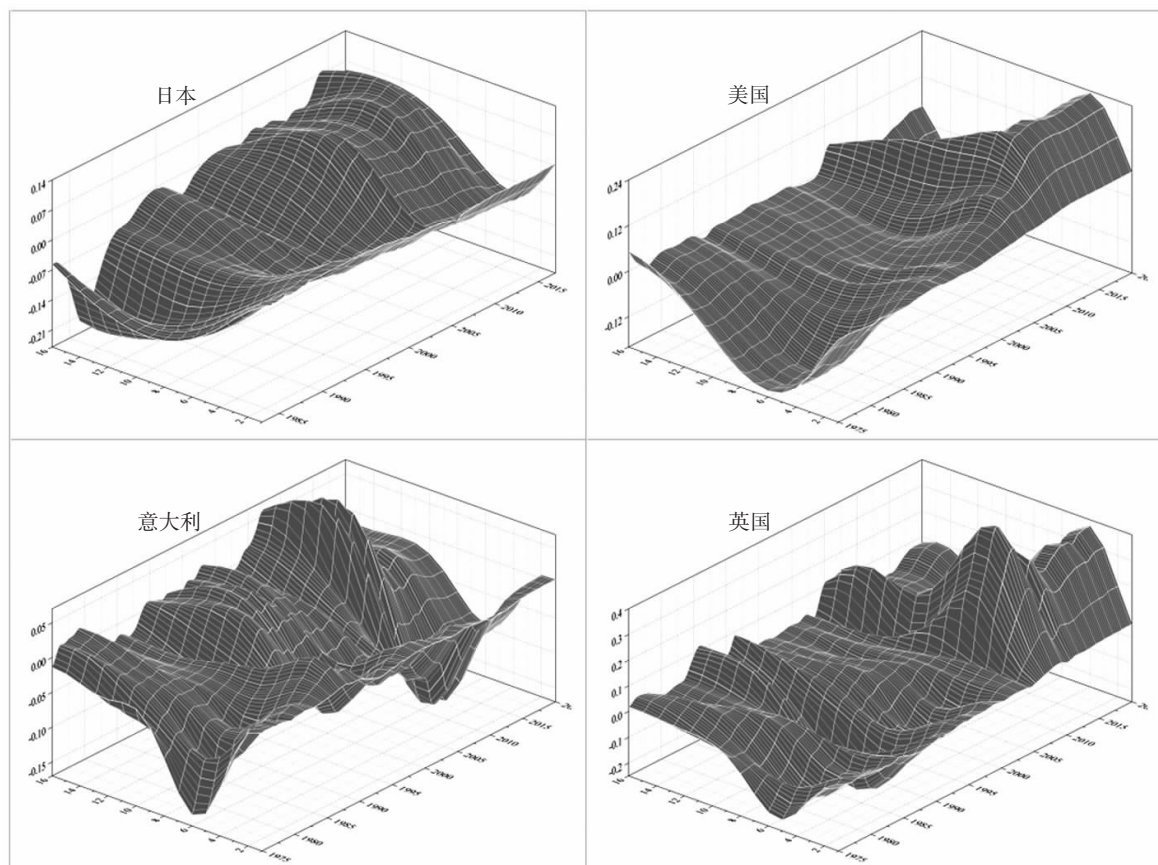


图 1 货币政策利率冲击下的产出响应

^①篇幅所限，仅展示了部分国家货币政策产出效果与通胀效果的演变轨迹，感兴趣的读者可向作者索取。

样本期限、脉冲响应滞后期（1~16）和响应强度。综合来看，样本期内各发达经济体货币政策效力时变特征非常明显，提高利率能显著抑制产出增长，但其有效性却似有逐渐弱化的迹象。以人口老龄化程度最高的日本和葡萄牙为例，在 1985 年，名义利率单位正向标准差冲击下的产出累积响应为-1.56 和-0.32，而到 2015 年，该数值变为 0.39 和-0.06，表明其货币政策效力正在衰减。即使在人口老龄化率相对较低的美国、澳大利亚和新西兰等国，该趋势也已开始显现，产出累积响应分别从 2000 年的-0.07、-0.15 和-1.64 萎缩至 2016 年的 0.84、0.34 和-1.16。平均而言，大部分样本国家货币政策效力均有不同程度的下降，其平均产出累积响应从 1983 年的-0.84 变为 2016 年的-0.64，下降了约 23.78%。进一步地，图 2 报告了名义利率单位正向标准差冲击下通货膨胀响应的时空演变轨迹，发达经济体货币政策效力逐渐弱化的判断得到进一步确认。除瑞典、瑞士、奥地利、葡萄牙和西班牙外，大部分国家通货膨胀累积响应均有所下降。

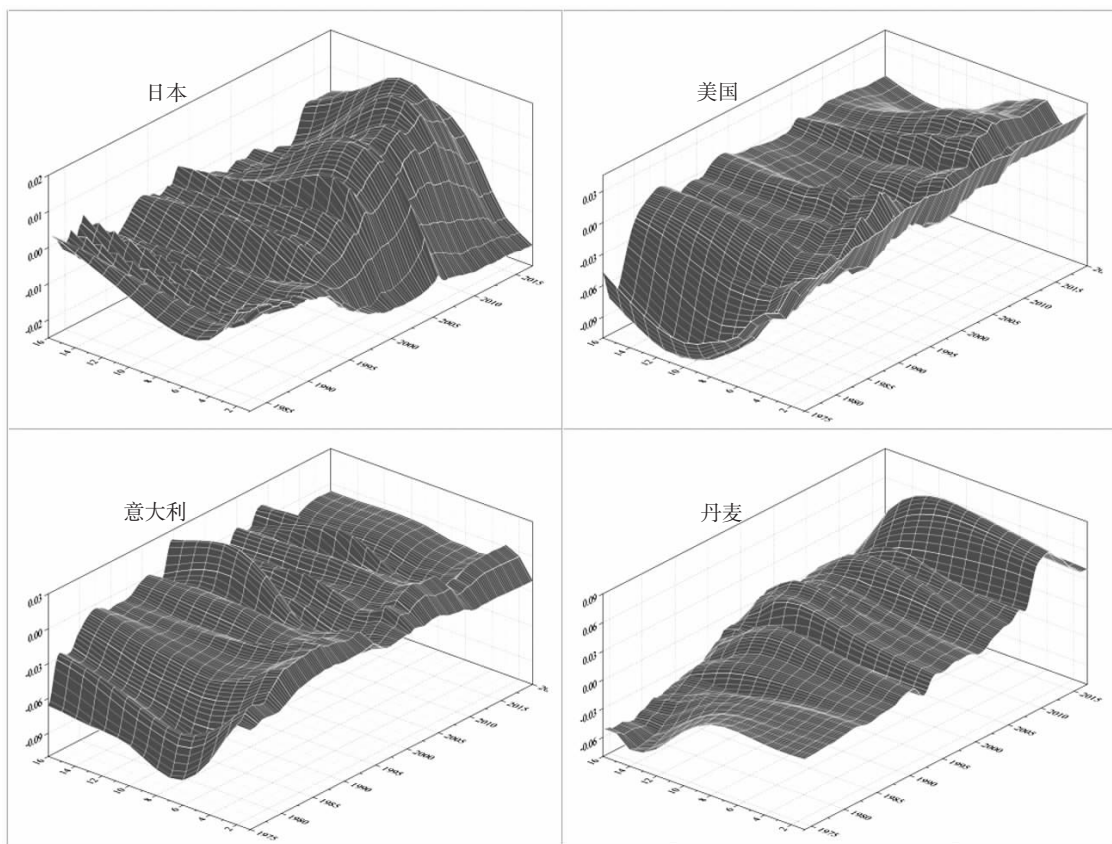


图 2 货币政策利率冲击下的通胀响应

另一方面，从货币政策效力的期限结构看，其短期效力较为稳定，而中长期效力趋于弱化，反映在图 1 和图 2 中，大部分国家产出缺口与通货膨胀率在名义利率单位正向标准差冲击下的中长期响应均随时间推移向右上方隆起。例如，在老龄化率最高的日本，滞后 4 期的产出响应和通货膨胀响应在 1985 年和 2016 年均均为-0.08 和-0.01，变化幅度极小。相比之下，同期内滞后 8 期和 12 期的产出响应却由-0.13 和-0.14 下降至 0 和 0.06，通货膨胀响应也从-0.005 和 0.002 变为 0.012 和 0.007。进一步对比图 1 和图 2 可以发现，相比于产出响应演变，通货膨胀响应图示隆起更加明显，鉴于大部分国家中央银行均实行通货膨胀目标制，因此，利率冲击下的通货膨胀响应更能反映货币政策效力变化情况。上述分析表明，发达国家货币政策效力不仅出现了弱化，而且持续性也在降低，这与 Imam (2015) 和 Chen (2017) 研究结果类似。究其原因，Boivin & Giannoni (2016) 认为，制度变革与调控模式变迁难辞其咎。本文并不否认上述因素，而是试图从人口老龄化视角予以补充，

这在国内文献中较为少见。实际上，自 20 世纪 50 年代以来，发达经济体人口老龄化程度快速提高，65 岁及以上人口从 1950 年的 4619.7 万增加至 2017 年的 17331.5 万，占总人口比例由 8.80% 上升到 19.32%，年均增长 0.15%，特别是进入 21 世纪以后，年均增长率进一步扩大，为 0.22%，这促使国际货币基金组织、世界银行等国际经济组织和部分发达经济体中央银行开始关注人口因素，人口老龄化与货币政策最终目标、中介目标和传导效果方面的研究逐渐涌现。基于此，本文接下来将基于动态面板数据模型，实证检验人口老龄化与货币政策效果弱化的潜在关联。

五、人口老龄化与货币政策有效性检验

（一）老龄化的货币政策效应识别策略

本文参考 Karras (2001) 的实证建模思路，将老年人抚养比引入 Rudebusch & Svensson (1998) 提出的货币政策效果方程，同时以名义利率替代原方程中的货币供应量，通过估计名义利率与老年人抚养比交叉项累计系数，进而识别人口老龄化的货币政策含义。在不考虑老龄化因素时，该计量模型的原始形式为：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^n \beta_j r_{it-j} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中， y_{it} 和 r_{it} 为产出缺口和名义利率； α_i 和 ε_{it} 为个体效应和产出冲击；系数 β_j 为产出缺口的利率弹性。在后续研究中，马勇和陈雨露 (2014) 等把经济开放度引入方程 (20)，令其为 β_j 的线性函数，并证明经济开放度提高倾向于弱化货币政策有效性。遵循这一实证思路，本文也假定： $\beta_j = v_{1j} + v_{2j} \text{old}_{it-j}$ ，即人口老龄化通过改变产出对利率的反应而影响货币政策有效性。因此，经过拓展后，人口老龄化对货币政策有效性的影响可由以下动态面板数据模型刻画：

$$y_{it} = \sum_{j=1}^m \alpha_j y_{it-j} + \sum_{j=1}^n v_{1j} r_{it-j} + \sum_{j=1}^n v_{2j} r_{it-j} \text{old}_{it-j} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

在式 (21) 中，本文以解释变量 r_{it} 和 $r_{it} \text{old}_{it}$ 对被解释变量的各期系数累计值 $\sum_{j=1}^n v_{1j}$ 和 $\sum_{j=1}^n v_{2j}$ ，作为货币政策效果的主要判断标准，以避免因不同滞后期弹性系数“左右摇摆”造成误判。根据经济理论，名义利率与经济产出一般呈负相关关系，因此，当交叉项累计系数值 $\sum_{j=1}^n v_{2j} > 0$ 时，表明人口老龄化会弱化货币政策效力；当 $\sum_{j=1}^n v_{2j} < 0$ 时，意味着人口老龄化会强化货币政策效力。

（二）内生性处理与估计结果分析

直接估计式 (21) 将面临严重的内生性问题，主要原因体现为：一方面，被解释变量滞后值作为解释变量出现在模型中会造成其包含的个体效应与扰动项相关；另一方面，产出和利率之间存在逆向因果关系。因此，本文使用系统 GMM 方法进行估计。在工具变量选择上，分别使用被解释变量 y_{it} 的 2~4 阶滞后项以及解释变量 r_{it} 和 $r_{it} \text{old}_{it}$ 的 3~5 阶滞后项作为 GMM 式工具变量，以 AR 值和 Hansen 值作为扰动项自相关和工具变量有效性的主要检验标准。鉴于人口变迁进程的特殊性，为获取足够长的时间序列，本文首先选取日本、加拿大、法国、英国、美国、比利时、芬兰、德国、荷兰、葡萄牙、瑞典、瑞士和奥地利等 13 个国家 1960—2017 年的宏观经济数据构建平衡动态面板数据模型。为避免伪回归，先对各变量做单位根检验。检验结果显示，在 1% 的显著性水平上，产出缺口、通货膨胀、名义利率及其与老年人抚养比的交叉项均为平稳序列。

首先，基于 1960—2017 年的全样本估计结果显示：第一，与一般经济理论预测一致，利率上升总体上能对产出发挥抑制效应，滞后三期的利率累计系数为 -0.8185，意味着当利率高于趋势值 1% 时，产出缺口将下降约 0.8185；第二，引入老龄化因素后，名义利率与老年人抚养比交叉项累计系数为 0.0450，正好与利率累计系数的符号相反，表明随着人口老龄化程度逐渐提高，货币政策的产出效应将被削弱。根据闫屹和桑怀飞 (2012) 的研究，在 2008 年金融危机发生前，货币政策

中介目标对最终目标的传导较为有效，但在此之后，货币政策工具已无法通过中介目标对最终目标产生影响，传导机制趋于失效。因此，为剔除负利率可能造成的估计偏误，本文将研究区间重新锁定在 1960—2007 年之间。据表 1 第二列报告，名义利率与老年人抚养比交叉项累计系数为 0.0442，而利率累计系数和滞后一期产出缺口系数分别为 -0.8145 和 0.4978，与全样本估计结果差异不大，这表明人口老龄化对货币政策有效性的弱化作用在整个时间序列上都是存在的。

考虑到人口年龄结构变动的阶段性特征，本文进一步将研究样本拆分为 1960—1990 年和 1991—2017 年两个子区间，以考察不同时间节点上人口老龄化是否对货币政策有效性存在差异化影响。从表 1 第三列可以看出，20 世纪 60—90 年代，样本国家货币政策利率工具对经济产出的调控效力甚为明显，滞后三期的利率累计系数高达 -1.1547，即当利率缺口为 1% 时，当期产出缺口将下降 1.1547%。与此相反，名义利率与老年人抚养比交叉项累计系数却显著为正，意味着老年人抚养比每提高 1%，产出缺口的利率弹性将下降 0.0598%，在此期间，利率对产出的“净效应”为 -1.0949，表明人口快速老化在 1990 年之前已经导致货币政策效力趋于弱化。最后，表 1 第四列显示，在 1991—2017 年间，名义利率及其与老年人抚养比交叉项的累计系数分别为 -0.9541 和 0.0541，名义利率的“净产出效应”为 -0.9000，与第一阶段相比，该数值（绝对值）出现小幅下降。尽管如此，通过上述分析仍可得出如下结论：老龄化冲击早在 20 世纪 90 年代就已使发达经济体货币政策传导效力出现弱化，且随着老龄化程度加深、进程加快，该影响在 21 世纪以后得到进一步延续。

（三）稳健性检验与进一步讨论

基于稳健性考虑，本文进一步从面板数据选择、货币政策效果识别以及控制变量设置等方面对上述模型进行检验。第一，为避免人为筛选数据造成的估计偏误，不失一般性，本文把澳大利亚、意大利、丹麦、新西兰、挪威和西班牙等 6 个发达国家也纳入进来，设定非平衡动态面板数据模型；第二，与基

准模型使用产出效果方程识别货币政策有效性相对应，此处借鉴 Karras (2001) 的思路构建基于通货膨胀效果方程的货币政策效力识别方法；第三，为降低遗漏变量和模型误设风险，进一步引入私人信贷增长率 ($lend_t$)，以及两次石油危机和 2008 年金融危机虚拟变量 ($crisis_{74-75}$ 、 $crisis_{79-82}$ 和 $crisis_{08-10}$)。稳健性检验结果显示（见表 2 和表 3），虽然变量回归系数的数值大小有所差异，但老年人抚养比与名义利率交叉项累计系数都显著为正，意味着本文的基本命题，即人口老龄化将削弱货币政策有效性的结论是稳健的。此外，模型的 AR 值、Sargan 值和 Hansen 值均在规范范围以内，说明扰动项的二阶差分不存在自相关，工具变量的选择也较为有效。

人口老龄化导致产出和通胀的利率弹性下降，表明微观经济主体对宏观调控政策的敏感度不足，这是因为：第一，随着预期寿命延长，居民为退休而储蓄的倾向逐渐增强，加之受超老龄社会经济形势悲观预期与未来税负或将加重之影响，边际消费倾向降低；第二，人口老龄化抬升了资本劳动比例，进而资本边际产出与企业投资意愿走低，同时老龄化引致的劳动力成本攀升、经济增速

表 1 动态面板数据模型的 GMM 估计结果

解释变量	模型一 (1960—2017)	模型二 (1960—2007)	模型三 (1960—1990)	模型四 (1991—2017)
y_{t-1}	0.4579*** (6.24)	0.4978*** (5.36)	0.6286*** (7.15)	0.6715*** (4.82)
r_{t-1}	-6.4063*** (-4.71)	-6.0849*** (4.05)	-6.0201** (-2.37)	-9.2510*** (-3.42)
r_{t-2}	7.4821*** (3.85)	6.9374*** (3.47)	7.0617** (2.22)	14.4752*** (3.93)
r_{t-3}	-1.8943* (-1.99)	-1.6670** (-2.19)	-2.1963** (-2.23)	-6.1401*** (-4.49)
$r_{t-1}old_{t-1}$	0.4472*** (5.08)	0.4310*** (4.29)	0.4157** (2.89)	0.5352*** (3.73)
$r_{t-2}old_{t-2}$	-0.5132*** (-4.17)	-0.4863*** (-3.73)	-0.4841** (-2.70)	-0.8144*** (-4.38)
$r_{t-3}old_{t-3}$	0.1110* (2.01)	0.0995* (2.09)	0.1282** (2.26)	0.3333*** (4.99)
C	-0.0014	-0.0062	-0.0058	-0.0069**
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}$	-0.8185	-0.8145	-1.1547	-0.9541
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}old_{t-j}$	0.0450	0.0442	0.0598	0.0541
AR (2)	0.122	0.247	0.161	0.104
Hansen 检验	0.069	0.096	0.139	0.234

注：括号内结果为 t 统计量；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

放缓等也使企业投资决策更加谨慎；第三，总需求萎缩进一步迫使企业收缩生产规模，反过来，劳动力供给减少，技术创新能力减弱又导致企业固守既定产业结构，无力以新供给催生新需求。因此，一旦人口老龄化导致总需求出现长期性不足，且科学技术无法突破生产前沿时，以熨平短期波动为主要特征的逆周期干预政策无疑开错了药方。消费、投资等对货币政策变动的反应存在惰性，正如 Yoshino & Taghizadeh-Hesary (2016) 对日本经济的判断，人口老龄化使 IS 曲线变得越发陡峭，甚至垂直。目前，虽然日本银行正不遗余力地实施货币扩张，但增量货币却只在银行体系内套利空转，尚未流入实体经济，由货币政策中介目标向最终目标的传导链条是失效的（刘兴华，2018），这可能正是部分老龄化经济体货币政策调控面临的主要困境。

表 2 动态面板数据模型的稳健性检验结果（I）

解释变量	产出效果方程		通胀效果方程	
	1960—2017	1960—1990	1960—2017	1960—1990
y_{t-1}/π_{t-1}	0.5699** (2.22)	0.9330*** (4.85)	1.1209*** (36.35)	1.1425*** (43.57)
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}$	-0.6330	-0.6622	-0.3140	-0.3747
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}old_{t-j}$	0.0320	0.0252	0.0100	0.0135
AR (2)	0.987	0.273	0.225	0.850
Sargan 检验	0.499	0.298	0.090	0.223
Hansen 检验	0.477	0.667	0.526	0.560

注：文章篇幅有限，相关变量各期估计结果未予以列示，感兴趣的读者可向作者索取。下同。

表 3 动态面板数据模型的稳健性检验结果（II）

解释变量	产出效果方程	通胀效果方程
	1960—2017	1960—2017
y_{t-1}/π_{t-1}	0.5134* (2.06)	0.9089*** (5.44)
$\sum_{j=1}^3 lend_{t-j}$	0.1852	0.0789
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}$	-0.3896	-0.6521
$\sum_{j=1}^3 r_{t-j}old_{t-j}$	0.0172	0.0256
AR (2)	0.487	0.701
Sargan 检验	0.605	0.103
Hansen 检验	0.647	0.822

六、研究结论与政策启示

本文聚焦人口老龄化与发达经济体货币政策效果之间的潜在关联，分三个阶段对该问题进行了理论分析和实证检验：一是以生命周期投资理论为基础，在一个简约型 OLG 中推导劳动者和退休者的动态消费方程，得出人口老龄化将削弱货币政策有效性的基本结论；二是基于 19 个发达经济体 1960—2017 年的季度数据，并借助 TVP-VAR-SV 模型，发现其货币政策有效性正在下降；三是将老年人抚养比引入货币政策产出效果方程和通胀效果方程，并证实人口老龄化的确是导致发达经济体货币政策效果弱化的原因之一。

在我国，老龄化危机显现的时间节点将介于 2020—2060 年之间，目前尚处于人口老龄化“前端”（方显仓和张卫峰，2019）。然而，鉴于我国人口变迁具有老龄化速度快和老年人数量多等特点，现阶段宏观经济管理当局更应未雨绸缪，从以下方面防范、应对老龄化对货币政策有效性造成的不利影响。第一，借鉴发达国家经验，通过前瞻性指引、增强可信度等提升央行沟通效率，不断丰富货币政策调控手段；第二，探索符合老龄经济特征的货币政策中介目标，确保调控链条畅通，谨防货币政策工具“脱靶”；第三，加强货币政策与财政、产业等政策的协调配合，助力结构优化升级、科技创新驱动和老龄产业发展，并慎用大规模刺激政策；第四，要破除各类阻碍，尽快形成合理的利率风险结构和期限结构，提高微观经济主体利率敏感性，建立与市场机制相适应的货币政策调控机制，发挥利率在金融资源配置中的基础作用，疏通货币政策利率渠道。此外，还要放松生育管制，并逐渐推迟退休年龄，同时，加大人力资本投入，提高生产力以缓解老龄化的负面影响。

（责任编辑 郝毅）

参考文献:

- [1] 方显仓, 张卫峰. 人口老龄化与货币政策: 研究进展与政策启示[J]. 上海财经大学学报, 2019 (1): 28-50
- [2] 李建强, 张淑翠. 人口老龄化影响财政与货币政策的有效性吗? [J]. 财经研究, 2018, 44 (7): 16-32
- [3] 伍戈, 曾庆同. 人口老龄化和货币政策: 争议与共识[J]. 国际经济评论, 2015 (4): 99-109
- [4] 邹瑾. 人口老龄化与货币政策效力——基于新兴经济体的实证分析[J]. 当代财经, 2017 (3): 3-13
- [5] Chen W Y. Demographic Structure and Monetary Policy Effectiveness: Evidence from Taiwan [J]. *Quality & Quantity*, 2017, 51 (6): 2521-2544
- [6] Ferrero A, Carvalho C. What Explains Japan's Persistent Deflation? [C]. Meeting Papers 1163, Society for Economic Dynamics, 2013
- [7] Fujita S, Fujiwara I. Declining Trends in the Real Interest Rate and Inflation: The Role of Aging[R]. FRB of Philadelphia Working Paper No. 16-29, 2017
- [8] Fujiwara I, Teranishi Y. A Dynamic New Keynesian Life Cycle Model: Societal Aging, Demographics, and Monetary Policy[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2008, 32 (8): 2398-2427
- [9] Gagnon E, Johannsen B K, Lopezsalido J D. Understanding the New Normal: The Role of Demographics[R]. Fed Working Paper No. 2016-080, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2016
- [10] Imam P A. Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness[J]. *International Journal of Finance & Economics*, 2015, 20 (2): 138-154
- [11] Kara E, Von Thadden L. Interest Rate Effects of Demographic Changes in a New Keynesian Life Cycle Framework [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2016, 20 (1): 120-164
- [12] Karras G. Openness to Trade and the Potency of Monetary Policy: How Strong is the Relationship? [J]. *Open Economies Review*, 2001, 12 (1): 61-73
- [13] Miles D. Should Monetary Policy Be Different in a Greyer World? [M]. *Ageing, Financial Markets and Monetary Policy*. Springer Berlin Heidelberg, 2002: 243-276
- [14] Rudebusch G D, Svensson L E O. Policy Rules for Inflation Targeting[C]. Seminar Papers. Stockholm University, Institute for International Economic Studies, 1998: 1237-1302
- [15] Wong A. Population Aging and the Transmission of Monetary Policy to Consumption[C]. Meeting Papers. Society for Economic Dynamics, 2016
- [16] Yoshino N, Miyamoto H. Declined Effectiveness of Fiscal and Monetary Policies Faced with Aging Population in Japan[J]. *Japan & the World Economy*, 2017 (42): 32-44

Abstract: Aging of population makes the life cycle characteristics of individual behaviors accumulate rapidly and leads to significant macroeconomic effects and policy adjustment pressure. Based on a simple OLG model, this paper deduces the dynamic consumption equation of workers and pensioners, and then, combined with the life-cycle investment theory, the article gets a preliminary conclusion that population aging will weaken effectiveness of monetary policy. By using quarterly data of 19 developed countries from 1960 to 2017, the empirical studies with a time-varying parameter vector autoregressive model show that the effect of monetary policies is gradually decreasing in recent years. By further introducing the dependency ratio of the elderly into monetary policy effect equation and using the systematic GMM estimation method, the paper finds that population aging is indeed one of the reasons for the weakening of monetary policy effect. This conclusion not only provides empirical support for theoretical analysis, but also proves to be robust in different periods and model settings, which is of great enlightening significance for the scientific decision-making of China's monetary policy in the context of population aging.

Keywords: Population Aging; Monetary Policy Effects; TVP-VAR-SV Model; System GMM Estimation