

人口老龄化抑制了通货膨胀吗?

——来自跨国数据的经验证据

蒋伟

【摘要】人口老龄化对通货膨胀的影响关系是人口经济学的一个新兴领域。本文系统梳理人口老龄化影响通货膨胀的传导机制,并利用1991~2011年跨国面板数据进行经验研究,结果表明,底部老龄化(少儿抚养比下降)和顶部老龄化(老年抚养比上升),能够共同解释通货膨胀率下降,这一结论在考虑多种情形下稳健成立。本文利用前沿的门槛面板估计进一步发现,不同国家处于不同的区制,人口老龄化抑制通货膨胀率的效果有显著差异,在那些深度老龄化和经济发展水平较高的国家,人口结构老化对通货膨胀率的抑制作用更大。

【关键词】人口结构 老龄化 通货膨胀

【中图分类号】F822.5 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1000-2952(2015)05-0064-07

一、引言

人类社会作为一个整体已迈进老龄化社会,而且这种老龄化的速度在加快。至2010年,老年人口系数为7.59%。具体到不同国家,发达国家已普遍踏入老龄化社会,而且多数已成为深度老龄化社会(老龄化系数大于14%)。多数的新兴发展中国家正迈向老龄化。中国已在1999年成为老龄化国家行列的一员,是当今老年人口最多的国家。通常,人口老龄化会受到两种力量的驱动:底部老龄化和顶部老龄化。其中,底部老龄化是由于生育率下降从而少儿人口比重降低而造成的;顶部老龄化是由于老年人口寿命延长且比重升高造成的。正是由于这两种力量的双面夹击,使得在过去50余年,世界人口形态一直处于快速老化通道。

人口是决定一国经济长期表现的根本性和决定性因素。人口年龄形态变化(尤指人口老龄化)无疑会对经济社会产生多种多样的深远影响,既影响居民消费和储蓄水平、家庭供养决策,也会影响一国长期增长、劳动力供给、社会保障支出、老龄产业需求等宏观变量。本文以宏观经济的一个关键变量——通货膨胀率来研究人口老龄化的经济影响。

二、人口老龄化如何影响通货膨胀:基于文献的机制讨论

通过系统梳理文献,人口老龄化传导到物价波动和通货膨胀率的主要作用机制大概有如下几种:

首先,人口老龄化与通货膨胀率的关系集中

体现在生命周期模型中。按照生命周期理论的核心观点，一个人的生命周期可划分为三期：少儿期、成年期、老年期，在少儿期和老年期只有负储蓄，成年期有净储蓄，对于一个国家，如果少儿抚养比和老年抚养比上升的话，意味着该国的储蓄率将较低，或是负储蓄。^① 人口年龄结构变化带来储蓄率变化会最终反映在通货膨胀率上。这种影响可以在经典的 IS-LM 模型得到解读。老龄化影响下的低储蓄率会改变 IS 曲线，低储蓄转化为低投资，导致经济减速和产品市场供给不足，此时若采取货币政策，将最终传导到总需求和物价水平，反映了需求拉动型通胀。当需求与供给同步，则物价稳定；当需求大于供给，则物价上涨；当需求小于供给，则物价下降。来自国际的经验事实告诉我们，底部老龄化（少儿人口相对减少）会抑制通货膨胀，而顶部老龄化对通货膨胀的影响并不明朗。^②

其次，人口老龄化通常伴随劳动力供给相对短缺，由于名义工资具有向下刚性，或因工资上涨幅度超过劳动生产率增长幅度，通常会产生成本推动型通货膨胀。在人口老龄化的“年龄移民”过程中，随着老年人口比重越来越大，一个经济体的生产率会逐渐下降。此外，由于劳动力供给的相对短缺，工资上涨和刚性成为普遍现象，在此情形下，物价水平就因工资上涨超过劳动生产率的增长而向上波动。

再次，人口老龄化催生老龄产业发展，而引起产业变迁进而结构性通货膨胀。在人口老化加速的情形下，“银发产品服务”（包括老年人医疗卫生、康复护理、精神文化、金融理财等服务产品）需求过旺而供给不足，会导致价格上涨。当这种上涨因素扩散到其他部门，就会导致一般物价水平的持续上涨。

最后，老龄化（尤其是顶部老龄化）引起净储蓄者的相对减少会因为收入所得税减少和养老保障支出增多而导致财政赤字增加，最终带来通货紧缩压力。^③

三、模型、数据与简要事实

本文试图研究人口结构变化如何影响通货

膨胀率，结合前述的文献综述，设定如下实证估计模型：

$$\begin{aligned} \text{Dln}(\text{inflation}_{it}) = & \beta_1 \ln(\text{ydep}_{it}) \\ & + \beta_2 \ln(\text{odep}_{it}) + \rho Z_{it} + u_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

其中，下标 i 、 t 分别表示国家和时期， u_i 为不可观测国别效应， ϵ_{it} 为随机扰动项， $\text{Dln}(\text{inflation})$ 为通货膨胀率，等于第 t 期与第 $t-1$ 期 CPI 指数比值的对数，即 $\text{Dln}(\text{inflation}_{it}) = \ln(\text{inflation}_{it}/\text{inflation}_{i,t-1})$ 。

核心解释变量是人口结构，采用少儿抚养比 (ydep) 和老年抚养比 (odep) 两个指标共同刻画。 ydep 为少儿抚养比，为 15 岁以下的少儿人口与 15~64 岁劳动人口的比值 (%)； odep 为老年抚养比 (%)，为 65 岁以上老年人口与 15~64 岁劳动人口的比值。这两个指标共同反映了人口老龄化进程，前者反映了底部老龄化，后者反映了顶部老龄化，实证过程中， ydep 和 odep 皆取自然对数。

Z 为影响通货膨胀的一系列控制变量，其选取主要考虑了既有研究文献提及的重要因素，主要包括经济发展水平 (pgdp)，采用各国的人均 GDP 表示，以 2000 年不变价美元计；储蓄率 (save)，采用国内储蓄占 GDP 比重测度；信贷占比 (loan)，采用银行部门提供的国内信贷占 GDP 的百分比表示；技术差距 (tecgap)，度量指标是 $1 - (\text{本国 pgdp}/\text{美国 pgdp})$ 。

本文所用数据主要来自两个重要数据库：Penn World Table (PWT, Version 8.0) 和世界银行的世界发展指数 (WDI)。④ 具体地，通货膨胀率取自 PWT 数据，人口结构变量取自 WDI 数据。其余控制变量主要取自 PWT，若出

① Modigliani, F., *The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later*, Manchester University Press, 1975.

② 陈卫民、张鹏：《人口年龄结构变化如何影响通货膨胀？——理论解释与经验证据》，《南开经济研究》2013 年第 2 期。

③ Lindh, T., and B. Malmberg, Age Structure Effects and Growth in the OECD, 1950—1990, *Journal of Population Economics*, 1999, Vol. 12 (3), pp. 431—449; Can Age Structure Forecast Inflation Trends, *Journal of Economics and Business*, 2000, Vol. 52 (1—2), pp. 31—49.

④ World Bank, *World Development Indicators (WDI)*, <http://data.worldbank.org/frontpage>.

现数据缺失, 则通过匹配 PWT 和 WDI 的数据获得, 本文最终获得 1991~2011 年 52 个国家(地区)大样本面板数据。

数据显示, 1991~2011 年全世界作为一个整体的人口结构发生巨大变化, 一个典型特征是在 2002 年正式踏入老龄化社会。从人口结构两个维度看, 样本国家的平均少儿抚养比由 1991 年的 59.6% 下降为 2011 年的 43.9%, 下降约 16 个百分点; 平均老年抚养比由 1991 年的 10.6% 上升至 2011 年的 12.7%。在这两支力量

共同推动下, 样本国家的平均老龄化系数(老年人口占总人口比重)由 1991 年的 6.6% 上升至 2011 年的 8.3%, 增长趋势十分明显。

表 1 提供了各主要变量的统计描述, 表 2 是相关系数矩阵。可以发现, 少儿抚养比与通货膨胀有正向关系, 老年抚养比与通货膨胀有负向关系, 其相关系数显著性均达到 1%。同时, 解释变量和控制变量之间的相关性相对较弱, 且方差膨胀因子 vif 最大值仅为 5.59, 小于 10 的临界值, 故而不存在严重多重共线性问题。

表 1 变量统计描述

变量	定义	观测数	平均值	标准差	25%分位数	中位数	75%分位数
Dln (inflation)	通货膨胀率	1092	0.073	0.097	0.023	0.046	0.084
ln (ydep)	ln (少儿抚养比)	1092	3.851	0.437	3.469	3.902	4.221
ln (odep)	ln (老人抚养比)	1092	2.300	0.530	1.917	2.142	2.779
ln (aging)	ln (老龄化系数)	1092	1.815	0.599	1.356	1.685	2.346
ln (pgdp)	ln (人均 GDP)	1092	8.051	1.420	7.097	8.034	9.215
save	储蓄率	1092	19.964	12.900	13.180	19.190	24.559
loan	贷款率	1092	62.335	47.159	28.299	52.573	88.867
tecgap	技术差距	1092	0.785	0.262	0.692	0.912	0.964

表 2 各变量相关系数矩阵

	Dln (inflation)	ln (ydep)	ln (odep)	ln (pgdp)	save	loan	tecgap
Dln (inflation)	1						
ln (ydep)	0.230***	1					
ln (odep)	-0.170***	-0.862	1				
ln (pgdp)	-0.213	-0.785	0.754	1			
save	-0.139	-0.389	0.156	0.428	1		
loan	-0.201	-0.652	0.636	0.511	0.0726	1	
tecgap	0.243	0.692	-0.693	-0.858	-0.313	-0.505	1

说明: *** $p < 0.01$ 。

四、实证估计结果

(一) 基本识别

我们利用固定效应模型 (FE) 来估计人口结构对通货膨胀的影响,^① 见于表 3 中第 (1)~(4) 列。首先是第 (1)~(2) 列不加入任何

控制变量的固定效应模型估计, 发现三个核心解释变量都达到 1% 显著水平, 即少儿抚养比系数显著为正, 老人抚养比系数显著为负, 老龄

① 需要指出的是, 我们亦采用随机效应模型 (RE) 进行估计, 但通过 hausman 检验结果支持 FE 结果, 限于篇幅, 未在正文中报告 RE 结果。

化系数估计显著为负。进一步加入包括经济发展水平、储蓄率、信贷比重、技术差距等控制变量，采用固定效应模型估计结果示于第(3)~(4)列，可以发现，我们重点关注的人口结构变量的估计系数均达到1%高度显著水准，系数符号并没有发生变化，系数大小变化不大，少儿抚养比、老年抚养比、老龄化系数的估计系数分别为0.116、-0.203、-0.261。总之，少儿抚养比下降和老年抚养比上升都会导致通货膨胀率的下降，且前者力度小于后者。

根据各控制变量的估计系数可知，这些变量对通货膨胀具有一定的解释力度，且其符号与预期基本相符。其中，经济发展(ln(pgdp))变量的估计系数为负，且达到1%显著水平，表明在其他条件不变前提下，随着经济发展水平的提高，物价水平相对稳定。储蓄率(save)和信贷比重(loan)这两个变量都对通货膨胀有正向影响，估计系数达到1%显著水平。技术差距(Tecgap)对通货膨胀率存在显著的负向影响。

表3 实证估计结果 被解释变量: Dln (inflation)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	基准估计				稳健性估计					
	FE	FE	FE	FE	考虑异方差自相关		考虑异常样本点		三年平均	
ln (ydep)	0.130*** (5.735)		0.116*** (4.018)		0.116*** (4.849)		0.096*** (4.122)		0.111** (2.163)	
ln (odep)	-0.231*** (-6.687)		-0.203*** (-5.091)		-0.203*** (-4.410)		-0.138*** (-4.285)		-0.182** (-2.503)	
ln (aging)		-0.313*** (-12.622)		-0.261*** (-6.939)		-0.261*** (-5.805)		-0.191*** (-6.283)		-0.234*** (-3.372)
ln (pgdp)			-0.076*** (-3.120)	-0.082*** (-3.504)	-0.076** (-2.292)	-0.082** (-2.222)	-0.080*** (-4.064)	-0.087*** (-4.602)	-0.101** (-2.136)	-0.111** (-2.445)
save			0.001*** (2.669)	0.001** (2.506)	0.001** (2.127)	0.001** (2.015)	0.001** (2.549)	0.001** (2.388)	0.001 (1.303)	0.001 (1.251)
loan			0.001*** (5.093)	0.001*** (5.279)	0.001** (2.662)	0.001** (2.661)	0.000*** (4.040)	0.000*** (4.294)	0.001*** (2.871)	0.001*** (3.015)
tecgap			-0.395*** (-4.511)	-0.329*** (-3.713)	-0.395*** (-3.843)	-0.329*** (-3.217)	-0.375*** (-5.320)	-0.322*** (-4.498)	-0.476** (-2.493)	-0.404** (-2.071)
常数项	0.102 (0.705)	0.640*** (14.226)	0.959*** (3.357)	1.406*** (7.364)	0.959*** (3.351)	1.406*** (3.974)	0.917*** (3.987)	1.326*** (8.621)	1.194** (2.175)	1.653*** (4.279)
N	1092	1092	1092	1092	1092	1092	1092	1092	382	382
R2_within	0.128	0.133	0.165	0.166	0.165	0.166	0.176	0.176	0.196	0.195

说明：括号内是t统计量，* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01。

(二) 稳健性估计

本文接下来检验估计结果的稳健性，估计结果见于表3第(5)~(10)列。

首先，考虑到可能存在的异方差和序列相关的影响，采用Driscoll-Kraay标准误估计方

法，由表3第(5)和(6)列显示。结果表明，人口结构变量对通货膨胀率的影响没有丝毫变化，估计系数显著性也没有多少改变。简言之，少儿抚养比下降和老年抚养比上升都会抑制通货膨胀，人口老龄化是导致通货紧缩的重要原因。

其次,考虑可能存在通货膨胀率异常样本点的影响。我们进行 winsorize 在 1%分位数双尾处理,重新采用固定效应模型进行估计,结果见于第(7)和(8)列,可知人口结构变量对通货膨胀率的影响符号没有任何变化。

最后,考虑到人口结构对通货膨胀影响是长期性的,故采用三年取平均值的估计策略。估计结果见于表3最后两列,从中可知,少儿抚养比、老年抚养比、老龄化系数对于通货膨胀的影响大小没有发生多少变化,且均通过显著性检验。

总之,稳健性估计结果一致支持了前述结论。

五、进一步的讨论:人口老龄化影响通货膨胀的门槛效应

需要指出的是,上述实证研究是基于线性模型框架,从而估计出人口结构对通货膨胀率的平均影响。事实上,正如许多文献^①所显示的,人口因素对通货膨胀的影响会因不同经济条件而呈现鲜明差异。所以,线性回归分析无法全面揭示这种非线性关系,“门槛回归”的非线性计量工具为我们提供了一个新方法,^②更重要的是,通过这一前沿方法,还可以计算人口结构影响通货膨胀率的门槛效应。

(一) 门槛回归模型设定

一般的门槛回归模型设定如下:

$$y_i = \mu_i + \beta_1 x_i I(q_i \leq \gamma) + \beta_2 x_i I(q_i > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, y_i 为被解释变量, x_i 为解释变量, q_i 为门槛变量, γ 为特定的门槛值, $I(q_i \leq \gamma)$ 和 $I(q_i > \gamma)$ 为指示函数, μ_i 反映个体未观测特征, ε 为随机扰动项。

结合 Lindh and Malmberg 等研究人口结构与通货膨胀的文献,^③同时借鉴 Hansen 门槛模型的思路,^④构建老龄化影响通货膨胀的面板门槛模型如下:

$$D \ln(\text{inflation}_i) = \alpha_0 + \beta_1 \ln \text{aging}_i I(q_i \leq \gamma) + \beta_2 \ln \text{aging}_i I(q_i > \gamma) + \rho Z_i + u_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

既有文献表明,在不同的经济发展水平和人口转型阶段,人口因素对通货膨胀的影响会

存在显著差异。为了更精确地反映这种差异,我们分别以经济发展水平(pgdp)和老龄化阶段(aging)为门槛变量,检验不同国家人口老龄化影响通货膨胀率的门槛效应。

(二) 门槛估计过程与结果

1. 门槛效应检验

首先以经济发展水平(pgdp)为门槛变量,表4上半部报告两种假设下进行门槛检验所得到的F值和P值。可知,在5%的显著性水平下,双重门槛效应是显著的,F值为31.76,P值为0.04,三重门槛假设则未通过检验。进一步将样本按照门槛变量人均GDP(pgdp)的大小进行升序排列,对排序后的样本依次估计门槛模型,选择使得残差平方和最小时所对应的门槛值 γ ,表5上半部汇报了人均GDP的双重门槛值,分别为3413.6美元和6465.2美元。

同样地,将老龄化系数(aging)作为门槛变量,进行门槛效应检验,结果由表4和表5下半部显示。双重门槛效应在5%的显著性水平下通过检验,且老龄化的双重门槛值分别是5.0和9.1。

由门槛模型检验结果表明,无论是以人均GDP还是人口老龄化系数,都可以拒绝线性关系的原假设,双重门槛效应显著,因此人口老龄化与通货膨胀的非线性关系得以验证。

- ① Lindh, T., and B. Malmberg, Age Structure and Inflation: A Wicksellian Interpretation of the OECD Data, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1998, Vol. 36 (1), pp. 19-37; Can Age Structure Forecast Inflation Trends, *Journal of Economics and Business*, 2000, Vol. 52 (1-2), pp. 31-49.
- ② Hansen, B. E., Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference, *Journal of Econometrics*, 1999, Vol. 93 (2), pp. 345-368.
- ③ Lindh, T., and B. Malmberg, Age Structure and Inflation: A Wicksellian Interpretation of the OECD Data, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 1998, Vol. 36 (1), pp. 19-37; Can Age Structure Forecast Inflation Trends, *Journal of Economics and Business*, 2000, Vol. 52 (1-2), pp. 31-49.
- ④ Hansen, B. E., Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference, *Journal of Econometrics*, 1999, Vol. 93 (2), pp. 345-368.

表 4 门槛效应检验

门槛变量：人均 GDP					
	F 统计量	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
单一门槛	44.101**	0.02	79.381	7.795	5.72
双重门槛	31.760**	0.04	93.641	24.366	17.506
三重门槛	12.577	0.113	38.514	19.65	13.307
门槛变量：老龄化系数					
	F 统计量	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
单一门槛	47.348***	0.003	36.788	16.364	11.56
双重门槛	32.444**	0.023	48.114	13.651	7.075
三重门槛	11.357	0.103	23.15	14.629	11.746

表 5 门槛值估计结果

	门槛估计值	95%置信区间
双重门槛模型 (人均 GDP)	3413.645	[3413.645, 3576.344]
	6465.207	[6327.013, 6654.383]
双重门槛模型 (老龄化系数)	5.035	[5.035, 5.257]
	9.094	[9.094, 9.094]

说明：P 值和临界值均采用“自助抽样法”（Bootstrap）反复抽样 300 次得到的结果。

2. 门槛模型估计结果

门槛模型估计结果由表 6 报告。以门槛值为标准划分不同区制。首先，以人均 GDP 为门槛变量，两个门槛值（3413.6 美元和 6465.2 美元）将样本分成三组，当人均 GDP 低于 3413.6 美元时，人口老龄化对通货膨胀的影响系数为 -0.191，且达到 1% 的显著性水平；当人均 GDP 介于 3413.6~6465.2 美元时，人口老龄化的负向影响提高到 -0.25；当人均 GDP 跨越 6465.2 美元的高门槛值后，人口老龄化的负向影响进一步提高至 -0.32。由此可见，人口老龄化对通货膨胀的抑制作用随着经济发展水平的提高而放大。通过门槛效应估计结果，我们还可以甄别哪些国家位于哪个门槛区间，换言之，进一步根据双重门槛值，将样本划分为低区制、中区制和高区制 3 个区间。以 2011 年数据为例，位于高区制（大于 6465.2 美元）的国家包括英国、瑞典、西班牙等 18 个国家；低区制（小于 3413.6 美元）的国家包括印度、厄瓜

多尔、科特迪瓦等 25 个国家；其余国家位于中区制（介于 3413.6~6465.2 美元）。在不同区制下，人口老龄化对通货膨胀的抑制作用效果不同，表现出鲜明的门槛特征。

其次，以老龄化系数为门槛变量。当老龄化系数低于门槛值 5.03 时，老龄化对通货膨胀的影响系数为 -0.06；当老龄化系数介于两个门槛之间（5.03~9.09）时，老龄化对通胀率的负向影响上升至 -0.11；当老龄化系数跨越最高门槛值，老龄化的负向影响则上升至 -0.24。这印证了在不同的人口转型阶段下，老龄化对通货膨胀的抑制效果存在差异。进一步通过双重门槛值将样本划分为 3 个区制：低区制、中区制、高区制。从 2011 年数据可知，位于高区制的主要有英国、瑞典、意大利等人口深度老龄化的国家；位于低区制的主要是来自非洲的国家，比如布隆迪、科特迪瓦、塞内加尔等；其余国家位于中区制。

我们通过门槛回归方法可以获得的结论是：样本期间内，世界人口老龄化进程可以显著地抑制通货膨胀，且存在鲜明的门槛效应，不同国家处于不同的区制，会产生不同的老龄化影响效应。

表 6 门槛模型估计结果

	以人均 GDP 为门槛变量			以老龄化系数为门槛变量		
	估计系数	t 值	p 值	估计系数	t 值	p 值
ln (aging) _ 低区制	-0.191	-5.03	0.000	-0.063	-1.43	0.153
ln (aging) _ 中区制	-0.247	-6.76	0.000	-0.113	-2.8	0.005
ln (aging) _ 高区制	-0.317	-8.49	0.000	-0.239	-5.56	0.000
ln (pgdp)	-0.066	-2.91	0.004	-0.103	-4.53	0.000
save	0.001	1.29	0.196	0.001	3.01	0.003
loan	0.001	5.5	0.000	0.001	5.38	0.000
tecgap	-0.351	-4.08	0.000	-0.401	-4.63	0.000
常数项	1.294	6.99	0.000	1.418	7.59	0.000
N	1092			1092		
R2 _ within	0.2208			0.2235		

六、结论与启示

本文对人口老龄化与通货膨胀率的内在关系进行理论上的梳理,并利用1991~2011年跨国面板数据进行实证检验,结果表明,少儿抚养比下降和老年抚养比上升能够共同解释通货膨胀率下降,这一研究结论是稳健成立的。另外,文章利用前沿的门槛面板估计进一步发现,不同国家处于不同的区制,其人口老龄化抑制通货膨胀率的效果有显著差异,在老龄化越深重、经济发展水平越高的国家,老龄化抑制通货膨胀率的效果越大。

当今世界越来越多的国家向着老龄化迈进,生育率的普遍下降和老年人口相对比重的提升,共同起到抑制通货膨胀的作用。在可以预期的未来,人口形态的趋势是顶部老龄化愈加突出,其经济影响将成为主导因素。实施积极的老龄化战略,充分挖掘老年人口二次红利,提升劳动生产率,能有效地缓解物价波动。从这一层面来看,探悉“人口—价格”关系,对正处于快速老龄化的中国颇具公共政策启示意义。

导师李富有教授点评

当今世界正向(深度的)人口老龄化社会迈进,老龄化的经济社会后果日益显现,成为政界和学术界广为关注的焦点。作为一个新兴研究领域,人口老龄化与通货膨胀的关系开始得到越来越多的重视。本文首先根据已有文献系统地梳理了老龄化影响通货膨胀的作用机制,然后利用跨国面板数据进行了实证检验,并计算出人口老龄化影响通货膨胀率的门槛效应。显然,人口老龄化对诸如物价等宏观变量的影响蕴含着丰富的政策内涵,能够引发一些新的政策启示。可以说,本文是一篇较优秀的研究论文。当然,该论文也存在一定不足,希望作者再接再厉,进一步拓展该领域的研究空间,为这一领域提供更多有价值的学术贡献。

本文作者:西安交通大学经济与金融学院
2013级博士研究生
责任编辑:任朝旺

Does Population Aging Restrain Inflation?

—Evidence From Cross-country Data

Jiang Wei

Abstract: The economic impact of population aging on inflation is an emerging issue in population economics. This paper makes a systematic literature review, and summarizes the function mechanism of the effect of aging on inflation. Using the country-level panel data from 1991 to 2011, and the result shows that the bottom of the aging (CDR decreasing) and the top aging (ODR rising) can jointly explain the decline in inflation, and the conclusion is robust in considering a variety of situations. Further, the paper uses threshold panel to find that in those countries of more serious aging and more development, the restraining effect from population structure would be bigger.

Keywords: population structure; aging; inflation