

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2018.03.005

欢迎按以下格式引用:李海央.消费信贷政策与经济增长质量——基于第一主成分合成指数和FAVAR模型的实证[J].重庆大学学报(社会科学版),2018(3):46-57.

Citation Format: LI Haiyang. The relationship between consumption credit policy and economic growth quality: Demonstration based on the first principal component composite index and FAVAR model [J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition), 2018 (3): 46-57.

消费信贷政策与经济增长质量 ——基于第一主成分合成指数和FAVAR模型的实证

李海央

(西南大学 经济管理学院,重庆 400715)

摘要:测算消费信贷政策与经济增长的关系单从“量”的维度进行有失偏颇,在考量经济增长“质”与“量”的全面特性的基础上,探寻消费信贷政策与经济增长质量耦合关系中的作用效力更具系统性。文章从作用机理出发构建测度经济增长质量的评价指标体系,采用第一主成分分析法并以协方差矩阵作为输入,确定各基本指标的系数与特征根,测算各基本指标权重以求得各评价维度指数,并以同样方法求得总体层面上经济增长质量指数,进一步以FAVAR模型测算消费信贷政策对所求指数的作用效力。实证分析结果认为:中国经济增长质量、经济增长过程协调性、经济增长过程持续性和经济增长结果质量呈稳步上升态势,经济增长方式质量逐步下降,经济增长过程稳定性基本平稳;消费信贷政策对经济增长质量、经济增长方式质量、经济增长过程协调性、经济增长过程持续性和经济增长结果质量呈现不同程度的正向影响,对经济增长稳定性呈负向影响。

关键词:消费信贷政策;经济增长质量;第一主成分;FAVAR;两步主成分分析法

中图分类号:F222.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1008-5831(2018)03-0046-12

世界经济自2008年金融危机爆发步入深度调整和转型发展的弱复苏周期,前期累积的泡沫和风险缓慢消化,加之国际贸易格局持续分化、金融市场动荡、恐怖主义威胁和地缘政治局势紧张等不确定性因素,对投资者和消费者信心产生负面影响,抑制国际间经贸往来进而导致中国出口贸易形势不容乐观。与此同时,中国经济也面临粗放式投资型增长模式不可持续、资源环境约束持续增强、结构调整压力不断加大等严峻挑战。近年来,中国各项经济指标宏观参数在外需疲软、内需不

修回日期:2017-09-08

基金项目:重庆市社会科学规划项目“贝叶斯空间计量模型及其应用研究”(2015QNJJ12)

作者简介:李海央(1985—),男,云南昆明人,西南大学经济管理学院博士研究生,主要从事经济统计与金融工程研究,Email:hoyolee@outlook.com。

足及深层次结构扭曲等力量联合作用下持续回落,经济总体下行压力面临持续加大态势。消费、投资和出口需求被视为拉动经济增长的三大动力引擎,在投资驱动与出口驱动绩效持续弱化的困境下,经济驱动新旧动力面临转换与接续——由过度依赖投资和出口驱动型转为消费驱动型的均衡发展模式。

为推进消费驱动经济增长的作用力,在政府和市场关系的协调处理中,通过利好政策支持消费信贷是“十三五”规划期间的着力点。“十三五”时期中国经济同处三期叠加:前期刺激政策消化期、结构调整阵痛期和增长速度换挡期,在这一阶段中提升经济增长质量尤为重要^[1]。那么,在二者耦合关系中,消费信贷政策是否能良性影响经济增长质量?本文将研究视角定位于这一问题的解答,打破以往研究中对消费信贷与经济增长关系从单一“数量”扩张的维度进行评价的固有范式,梳理消费信贷政策作用于经济增长“质”与“量”不同维度的作用机理,以主成分分析法测度能够代表中国经济增长质量的相关指数,再通过更具科学性与适用性的FAVAR模型实证测算消费信贷政策与经济增长质量的影响关系,得出相应结论。

一、综述与作用机理

经济增长质量的概念具有如下两种解释:其一是狭义层面的理解,认为经济增长质量即经济增长效率。卡马耶夫^[2]提出,经济增长质量包括产品质量、消费效果以及生产资料的效率。沈利生、王恒^[3]认为,增加值率作为度量经济体投入产出效益的指标在一定程度上反映了中国经济质量。其二是广义层面的界定,认为经济增长质量是经济数量增长到一定阶段的产物,这种观点认为经济增长质量是一种复合概念。托马斯^[4]认为,经济增长质量作为发展速度的补充,其内涵包括经济、社会和环境等内容。Barro^[5]也指出,经济增长质量的内涵包括与经济增长紧密相关的社会、政治、宗教等方面的因素。遵照广义层面的界定思路,本文认为国内学者郝颖、辛清泉和刘星^[6]对经济增长质量内涵与外延的判定较为适宜:经济增长质量是经济增长的一系列固有特性满足经济发展特定要求的程度的反映。在数量扩张的基础上,经济增长从效率改进、结构优化和资源成本等特性规律方面规定经济质量的优劣,并内涵于经济发展的进程之中。

参照钞小静和任保平^[7]、马铁群和史安娜^[8]相关研究的有益元素,本文将经济增长质量划分为经济增长方式质量、过程质量和结果质量三个维度,依此三个维度确定评价指标体系,探讨消费信贷政策作用于经济增长质量的内在机理。

(一) 消费信贷政策作用于经济增长方式质量

要揭示经济增长的动力机制,可以从资本要素、劳动要素和资源要素投入对经济增长的外延式推动三个方面进行考量,因而本文将资本生产率、劳动生产率和资源生产率作为衡量经济增长方式质量的指标。

King 和 Levine^[9]、Levine^[10]等指出,金融体系的完善可以识别并将资本配置于更具竞争力的行业,从而提高效率。消费信贷政策通过缓解流动性约束,引导消费行为将资金要素配置流向边际收益更高的产业部门,有助于提高资本配置效率。根据理论上资本与劳动资源要素配置的互补性内涵,通过对资本配置效应的影响同样会对劳动要素的构成形成导向影响^[11]。同时,资本生产率与劳动生产率的提升也会带动技术进步,技术进步则可以有效降低产出单位经济量的能耗,提高资源生产率^[12],经济增长方式质量得以提升。

(二) 消费信贷政策作用于经济增长过程质量

经济增长过程中其稳定性、协调性和持续性相互影响与制约,可作为衡量过程质量的评价标准。

第一,经济增长过程的稳定性是指经济增长中保持适度的增长速度、通胀程度与就业率。Bernanke 和 Gertler^[13-14]、Carlstrom 和 Fuerst^[15]等以“金融加速器”理论研究了信贷与经济波动的关系,认为信贷市场摩擦的冲击对经济波动具有放大作用。许伟和陈斌开^[16]以 DSGE 模型也证实了信贷和消费对中国产出波动、通货膨胀存在重要影响,由此可见,消费信贷政策可能会对经济增长稳定性造成负面影响。另外,消费信贷政策的出发点为扩大社会有效需求,Keynes^[17]指出有效需求的变动是解决就业问题的核心因素,而平稳就业亦是推动经济平稳增长的先决条件。

第二,经济增长过程的协调性是指宏观经济运行进程中的产业结构和收入结构的协调发展。产业结构的协调发展指在结构性矛盾突出的背景下,由第一产业向以第二产业、第三产业为主体的经济发展方式进行转变,在此进程中,劳动力随之转移,对城乡居民收入结构产生不同程度的影响^[18]。就消费信贷政策而言,通过解决不同产业需求约束,调节信用资源在不同产业部门之间重新分配和流动,对产业结构优化产生影响,同时扩大需求并向农村居民提供更多生产机会,生产机会与收入之间是必然存在联系的^[19]。

第三,经济增长过程的持续性可以表示为需求与供给层面双重经济结构的协调、合理。长期以来,中国经济被广泛诟病的一大问题是高投资和低消费为特征的结构失衡,其造成的资源错配对经济增长过程质量负面影响明显^[20]。消费信贷政策作为政府构建消费驱动型经济增长的能动举措之一,引导居民合理消费在一定程度上使市场消费和供给达到均衡,进而保障经济增长的可持续性发展。具体而言,消费信贷政策主要从以下渠道影响中国居民消费行为:渠道一是通过减弱当前的流动性约束以刺激并促进当期的消费增长^[21-22];渠道二是消费信贷在一定程度上发挥消费保险作用,降低居民对于收入不确定性所产生的谨慎程度,使得居民不倾向积累更高比例的预防性储蓄,从而刺激当期消费水平^[23]。

(三) 消费信贷政策作用于经济增长结果质量

学术界多以人均 GDP 作为经济增长结果质量的评判指标,已有研究中总体上肯定了消费信贷政策对经济增长的正向作用。Cohen^[24]认为,消费信贷对消费需求增长的作用要甚于收入的作用,是美国经济增长的重要推动力。国内学者万广华等^[25]、蔡浩仪和徐忠^[26]等也认为消费信贷政策正向影响经济增长。

二、经济增长质量指数测算

(一) 评价指标的确定

根据前述分析可知,测算消费信贷政策与经济增长单一“量”的扩张的维度并不全面,经济增长质量的内涵还应包含“质”的提升。因此本文在已有研究的基础上,首先确定经济增长质量的评价指标体系(见表 1),各基本指标计算方式如下。

资本生产率 = GDP/全社会固定投资额;劳动生产率 = GDP/经济活动人口;资源生产率 = 能源消耗量/GDP;产出波动率 = 当期经济增长率/前期经济增长率(绝对值);价格波动率 = 当期消费

价格指数/前期消费价格指数(绝对值);失业波动率=当期失业率/前期失业率(绝对值);产业产值比重=各产业产值/GDP;城乡收入比=城镇居民人均可支配收入/农村人均纯收入;投资消费比=全社会固定投资总额/居民消费总额;人均GDP=GDP/人口总数。

表1 经济增长质量评价指标体系

评价维度	分项指标	基本指标	指标属性
经济增长方式质量		资本生产率	正指标
	要素利用	劳动生产率	正指标
		资源生产率	逆指标
稳定性	产出波动	产出波动率	逆指标
	价格波动	价格波动率	逆指标
	就业波动	失业波动率	逆指标
经济增长过程质量		第一产业产值比重	逆指标
	协调性	第二产业产值比重	正指标
		第三产业产值比重	正指标
持续性	收入结构	城乡收入比	逆指标
	供需结构	投资消费比	逆指标
	产出水平	人均GDP	正指标

(二) 评价指标的指数

根据研究需要,本文处理的数据范围为2007年第1季度至2016年第4季度,本节数据来源于国家统计局、中经网。

考虑到数据可得性与可比性,在基本指标计算阶段作如下处理:(1)数据频度转换,经济活动人口、能源消耗量、农村人均纯收入和人口总数由低频年度数据转换而得;(2)缺失数据的处理通过建立回归进行估测;(3)将经济增长率和居民消费价格指数换算为以2007年第1季度为固定时期的定基比数据。

本文采用主成分分析法对评价指标权重进行计算,因无法对不同属性和量纲量级的指标直接合成,参照钞小静和任保平^{[7][31]}的作法,按以下步骤进行处理:(1)指标属性代表评价经济指标优劣的判断,对不同属性指标直接合成会破坏合成指数的作用效力体现,因此对逆指标取倒数处理使其正向化;(2)以均值化方法处理多指标综合评价,可以将各指标之间变异程度的差异得以更完整地保留,因此本文对原始指标无量纲化处理选用均值化方法较为适宜;(3)选择协方差矩阵作为主成分分析的输入,能够更优良地控制指标离散程度;(4)原始数据的信息在第一主成分中表现力最强也较完整,因此将第一主成分系数除以其相应的特征根开根后所得的单位特征向量作为基本指标的权重(表2)^①,由此计算不同评价维度的指数,再次重复以上方法,可对各评价维度指数的权重予

①由于经济增长过程质量持续性、经济增长结果质量为单一指标,可直接做后续处理与分析,因此不予计算。

以计算,进一步可求得总体层面的经济增长质量指数。

由表2可见:各评价维度指数的第一主成分方差贡献率均达85%左右,经济增长质量指数的第一主成分方差贡献率也达75%,综合原始信息的能力较强,表明采用第一主成分方法确定相应权重具有较高的解释力。经济增长方式质量中资本生产率和资源生产率的权重为0.724 893 150、0.426 088 739,这意味着2007年第1季度至2016年第4季度间中国经济增长方式质量的变化更多体现在资本生产率和资源生产率两方面,相应的经济增长过程稳定性变化主要体现在失业波动率上(0.997 766 576),经济增长过程协调性的变化主要体现在第三产业产值比重(0.240 979 582)和城乡收入比上(0.211 929 773),这两个方面的贡献大小基本相当,而总体层面经济增长质量的变化由经济增长过程协调性、持续性和经济增长结果质量均衡体现,权重分别为0.293 918 208、0.253 779 316和0.283 756 476。

表2 指标的统计特征与权重计算

指标	特征根	方差贡献率	系数	指标权重
资本生产率	0.267 736	86.231 366	0.375 083	0.724 893 150
劳动生产率	0.267 736	86.231 366	-0.280 071	-0.541 270 997
资源生产率	0.267 736	86.231 366	0.220 472	0.426 088 739
产出波动率	0.000 135	84.167 420	0.000 165	0.014 200 939
价格波动率	0.000 135	84.167 420	0.000 500	0.043 033 148
失业波动率	0.000 135	84.167 420	0.011 593	0.997 766 576
第一产业产值比重	0.092 937	86.247 303	-0.288 242	-0.945 503 058
第二产业产值比重	0.092 937	86.247 303	-0.016 809	-0.055 137 561
第三产业产值比重	0.092 937	86.247 303	0.073 464	0.240 979 582
城乡收入比	0.092 937	86.247 303	0.064 608	0.211 929 773
经济增长方式质量	0.911 376	75.356 492	-0.836 997	-0.876 748 653
经济增长过程稳定性	0.911 376	75.356 492	-0.001 526	-0.001 598 475
经济增长过程协调性	0.911 376	75.356 492	0.280 592	0.293 918 208
经济增长过程持续性	0.911 376	75.356 492	0.242 273	0.253 779 316
经济增长结果质量	0.911 376	75.356 492	0.270 891	0.283 756 476

根据以上操作方法,可求得各评价维度经济增长质量指数值和总体层面的经济增长指数值,由所得测度结果(图1)可见,在2007年第1季度至2016年第4季度期间,中国经济增长方式质量呈现波动中下降的态势,探究缘由可能是资本生产率的下降使然,也印证了中国投资驱动经济增长模式梗阻的特性。经济增长过程稳定性态势平稳,表明中国政府在宏观经济运行中对经济波动总体控制较好,但由于过程稳定性指数的变化由失业波动率体现,因此并不能说明产出波动率和价格波动率也维持了稳定态势。根据近年来的研究,中国产出波动与价格波动仍然是客观存在的^[27-28],

因此本文计算的经济增长过程稳定性指数只代表该指数总体水平的基本稳定。经济增长过程协调性和经济增长过程持续性在波动中呈缓慢上升趋势,表明中国产业结构优化、收入结构调整和供给侧改革初见成效。经济增长结果质量平稳上升,说明中国人民生活质量也在稳步提高。总体层面的经济增长质量水平呈现波动中上升的态势,其得以提高的贡献主要是由经济增长过程协调性、过程持续性和经济增长结果质量的改善带来的。

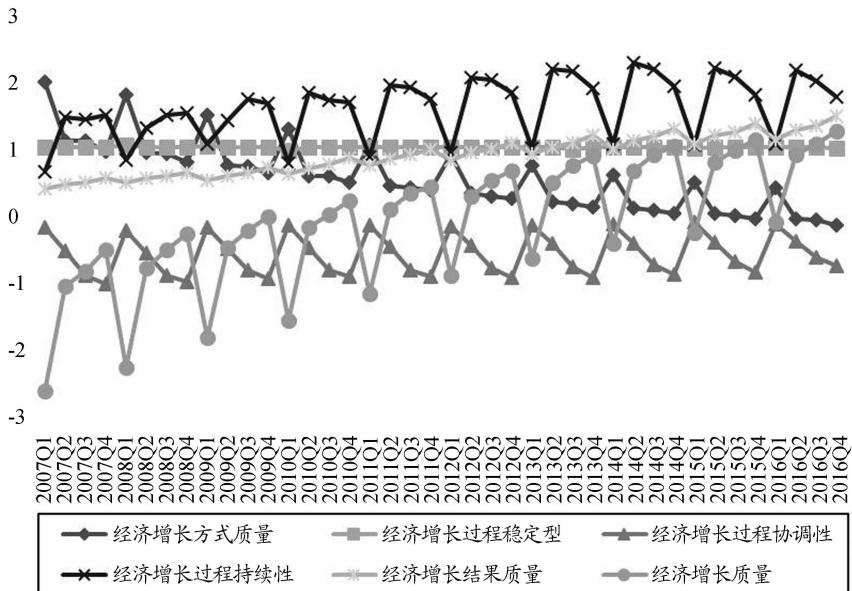


图1 经济增长质量指数测度

三、实证分析

(一) 计量模型

1. 模型的选择与构建

要测算消费信贷政策与经济增长质量之间的关系,可以选择线性模型或向量自回归(VAR)模型进行检验,其中由于 Sims^[29-30]提出的 VAR 模型不假设变量之间先验的理论关系,是更为适宜的选择。然而 Sims^[31]指出 VAR 模型存在一大缺陷即实证分析中可处理经济变量偏少,要全面反映政策对经济系统作用的真实效力就应考虑更多维度的宏观经济变量。在此基础上,Bernanke 等^[32]提出了因子增广向量自回归模型(FAVAR),该模型适宜分析多变量、大规模数据,研究政策变量对经济系统的冲击问题,有效解决了 VAR、SVAR 及 DSGE 等模型无法克服的变量过少、信息有限的问题,从而全面捕捉现实中的经济信息,更加真实地反映变量之间相互影响的动态关系^[33]。就本文的研究问题而言,FAVAR 模型是更具科学性、适用性的选择,其构建思路如下。

VAR 模型记为:

$$Y_t = \varphi(L) Y_{t-1} + \nu_t \quad (1)$$

其中, L 为滞后算子, $\varphi(L)$ 为滞后多项式矩阵。

假定 $M \times 1$ 维的 Y_t 为存在的可观测关注变量,由不可观测的 $K \times 1$ 维共同因子 F_t 表征与 Y_t 动态变化相关的其他因素,可以将 FAVAR 模型表述为:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \nu_t \quad (2)$$

式(2)中, $\Phi(L)$ 为 p 阶滞后算子多项式, $\Phi(L) = \varphi_1 + \varphi_2 L + \varphi_3 L^2 \cdots + \varphi_p L^{p-1}$; ν_t 是均值为零、协方差矩阵为正定矩阵 Q 的扰动向量。要对该模型进行估计,首先假定存在经济信息集合 X_t 且其信息可由 F_t 、 Y_t 线性表出,记为式(3):

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad (3)$$

其中, Λ^f 和 Λ^y 分别是 $N \times K$ 和 $N \times M$ 因子载荷矩阵, N 为经济信息集合 X_t 变量个数,且 $N \gg K + M$, 误差项 e_t 是白噪声序列,为 $N \times 1$ 维具有零均值、服从正态分布的扰动项。

式(3)为典型正交因子模型,可以借助这个模型来估计 F_t 即 \hat{F}_t ,用 \hat{F}_t 代替式(2)中的 F_t ,式(2)和式(3)即实现了因子分析模型与 VAR 模型的统一——因子增广向量自回归模型(FAVAR)。

2. 模型的估计与应用

估计 FAVAR 模型中不可观测因子 F_t 是关键步骤,主要有反复迭代法、吉布斯抽样法和两步主成分分析法三种方法。Bernanke 等^[32]认为三种方法估计结果不存在明显优劣,Hwang^[34]认为两步主成分分析法进行估计的效果优良,Gupta 等^[35]则认为吉布斯抽样的估计效果不理想。本文采用两步主成分分析法,基本思路如下。

第一步,先提取宏观经济信息集 X_t 中 $K + M$ 个主成分作为由因子 F_t 和可观测变量 Y_t 生成的空间的估计,记为 $\hat{C}_t(F_t, Y_t)$ 。可以看出 $\hat{C}_t(F_t, Y_t)$ 中包含了 Y_t 的生成部分,因此要得到 \hat{F}_t 应去掉 $\hat{C}_t(F_t, Y_t)$ 中 Y_t 的成分。于是将经济信息集合 X_t 拆解为“慢行变量”与“快行变量”^②,对慢行变量进行主成分提取,得出信息集合记为 \hat{F}_t^s ,代入以下方程回归:

$$\hat{C}_t = \beta_F \hat{F}_t^s + \beta_Y Y_t + e_t \quad (4)$$

由式(4)便可以得出 F_t 的估计值 $\hat{F}_t = \hat{C}_t - \hat{\beta}_Y Y_t$,此处即已经剔除 F_t 中 Y_t 的成分。

第二步,将可观测变量 Y_t 和估计值 \hat{F}_t 代入方程(2)得标准的 VAR 方程:

$$\Gamma(L) = \begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = U_t \quad (5)$$

其中, $\Gamma(L)$ 为 p 阶滞后多项式, U_t 是均值为零、协方差矩阵为 M 的随机误差项,由式(5)可得 \hat{F}_t 和 Y_t 的脉冲响应函数为:

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \psi(L) U_t \quad (6)$$

这里 $\psi(L)$ 是 h 阶滞后多项式且满足 $\psi(L) = \Gamma(L)^{-1}$,结合式(3)进一步求得 \hat{X}_t 的脉冲响应函数为:

^②慢行变量指针对可观测变量冲击会产生影响但不会同期呈现的响应变量,快行变量反之。

$$\hat{X}_t = [\hat{\Lambda}^f \quad \hat{\Lambda}^y] \begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = [\hat{\Lambda}^f \quad \hat{\Lambda}^y] \psi(L) U_t \quad (7)$$

(二) 数据预处理

本文以消费信贷余额作为消费信贷政策的表征变量,与经济增长质量指数共同组成FAVAR模型的可观测变量。参照Belviso和Milani^[36]、郭乃锋等^[37]、He等^[38]的研究,选择实际产出、居民消费、政府公共财政等12个组别共92个指标构成与消费信贷政策和经济增长质量动态相关的信息集,与可观测变量共同构成99维宏观经济信息集 X_t 。

由于中国消费信贷余额数据自2007年开始公布,对应上一节计算的经济增长质量指数数据范围,样本期间定为2007年至2016年,数据频度为季度,本节数据资料来源于国家统计局、中国人民银行官网、中经网。

FAVAR模型中假定宏观经济信息集 X_t 的分量 $x_t \sim I(0)$ 且处理成均值为0、标准差为1的标准序列^[39],因此对文中数据进行如下处理:第一,对缺漏数据采用插值法补全;第二,转换数据频度求得当季数据值;第三,以X12方法对包含季节因素的序列进行季节性调整;第四,以2007年为基年对同比数据进行定基比转换;第五,运用取对数或者差分变换将非平稳序列变换为平稳变量;第六,对数据作标准化处理去量纲。

(三) 脉冲响应结果

结合本文的数据处理与研究内容,将实际产出、国际贸易、政府公共财政、股票市场、汇率和国际调查指数组别设置为慢行变量,其他组别设置为快行变量。根据敏感性分析思路,以估计结果变化对提取主成分的个数进行判定,最终选择提取3个主成分。因为本文使用数据频度为季度,滞后阶数选择1阶。图2反映了消费信贷政策对经济增长各评价维度的质量指数与经济增长质量总体指数一个标准差新息的冲击产生的脉冲响应函数图。

图2(1)是经济增长方式质量对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应。结果可见,经济增长方式质量对于消费信贷政策标准差的扰动呈正向反应,第1期即为正0.028,存在1年左右的上升周期并在第4期达到最高值0.092,其后开始缓慢下降,于第10期收敛于均衡状态。

图2(2)是经济增长过程稳定性对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应。可以看出,经济增长过程稳定性对消费信贷政策的新息冲击过程比较敏感,第1期即为负响应达最低值-0.19,负响应周期为5期,其后呈现微弱正响应至第11期收敛于均衡状态。

图2(3)是经济增长过程协调性对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应。在受到单位冲击后,经济增长过程协调性立刻产生正向反应,至第3期正向反应结束,开始呈现微弱负向反应,至第8期再次缓趋于零。

图2(4)为经济增长过程持续性对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应。由结果呈现可见,消费信贷政策一个标准差的冲击对经济增长过程持续性带来显著的正向冲击,从冲击效果看,维持周期较短,至第3期渐近平稳,第4—第8期仍有微弱正向冲击,但效果并不明显。

图2(5)是经济增长结果质量对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应。对于消费信贷政策一个标准差的冲击,经济增长结果质量在第1期为负向响应-0.029,其后迅速提升且于同期已经呈

现正向反应,整体反应变动幅度较大,至第3期达0.095且维持一个周期于第4期达最高值0.096,其后开始下滑并于第9期收敛于均衡状态。

图2(6)是总体层面的经济增长质量对消费信贷政策一个标准差新息冲击的响应结果。可以发现,经济增长质量对于消费信贷政策标准差的扰动第1期为零响应,其后提升至第3期达0.025,总体反应持续7个周期。

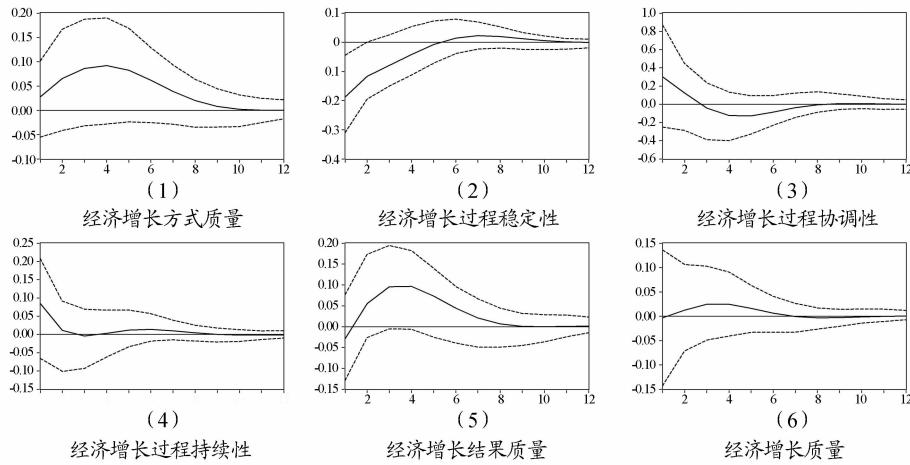


图2 脉冲响应结果

四、研究结论与建议

打破当前研究中消费信贷政策与经济增长“量”的维度进行测算的单一范式,应该全面考量经济增长的“质”的特性。本文结合已有研究测算消费信贷政策与经济增长质量的关系,试图探寻二者耦合关系中的作用效力。基于此,本文从作用机理出发构建测度经济增长质量的评价指标体系,使用均值化方法对基本指标进行无量纲化处理,采用第一主成分分析法并以协方差矩阵作为输入,确定各基本指标的系数与特征根,进一步测算经济增长方式质量指数、经济增长过程稳定性指数、经济增长过程协调性指数、经济增长过程持续性指数、经济增长结果质量指数和总体层面的经济增长质量指数。考虑到传统VAR模型的测算结果难以全面反映宏观经济运行的真实情况,采用更具科学性的因子增广向量自回归模型(FAVAR)对消费信贷政策与各合成指数进行脉冲响应分析,通过以上分析内容得出以下结论。

(一)在经济增长质量测度方面

第一,中国经济增长方式质量呈现波动中下降态势,由于该指数的测算中资本生产率的权重较高,是变动的主要体现,由此认为中国投资驱动经济增长模式效率下滑亟待解决。第二,经济增长过程稳定性变动幅度不大,但诚如前文所述,该指数的变动主要由失业波动率体现,所以测算结果有两个方面的涵义,一方面表明中国就业波动较低,另一方面也不能否认中国在2007—2016年间产出波动和价格波动客观存在的问题。第三,从经济增长过程协调性指数的测算结果看,该指数的变动主要由第三产业产值比重和城乡收入比体现,表明中国产业结构优化和收入分配调整已经初显成效。第四,从经济增长过程持续性和经济增长结果质量的测算结果可见,中国的供需结构日趋合理,而且经济产出对人民福利水平提升的贡献在逐步提高。第五,中国总体层面上的经济增长质量

处于波动中逐步提升态势,该指数的变动主要体现在经济增长过程协调性、经济增长过程持续性和经济增长结果质量上,说明在此期间中国经济增长质量的提高主要是由以上三个方面的改善所带来的,但这并不必然意味着经济增长过程协调性、经济增长过程持续性和经济增长结果质量已经处于非常好的状态,只代表在原有基础上进行了提升。

(二) 在消费信贷政策对经济增长质量的影响方面

从总体上看,消费信贷政策对经济增长方式质量、经济增长过程协调性、经济增长过程持续性、经济增长结果质量和总体层面的经济增长质量呈现正向影响关系,对经济增长过程稳定性呈现负向影响关系。分别来看:第一,消费信贷政策对经济增长方式质量和经济增长结果质量的正向作用效力更加显著,持续周期较长,达2至3年;第二,消费信贷政策对经济增长过程协调性和经济增长过程持续性的正向影响效应在第1期即迅速呈现,但正向影响周期较短,均为3个季度;第三,消费信贷政策对经济增长过程稳定性在第1期的负向影响作用最高,负向作用持续时间为5个季度;第四,消费信贷政策对经济增长质量的正向影响存在一定的滞后性,持续周期为6个季度,但作用效力并不十分显著。以上分析结果与作用机理基本吻合,我们认为,中央银行以消费信贷政策对居民消费行为进行引导,进一步以消费驱动经济增长的方式是切实可行的,而且有益于中国经济增长质量的提升。

根据以上分析,提出以下两点政策建议:其一,宏观调控中国经济运行,一方面要规范中国消费信贷外部环境,另一方面应该重视经济增长结构失衡的矫正,要不断调整和优化经济增长的结构,促进经济均衡发展;其二,推动消费信贷政策健康有序发展,完善消费信贷政策作用于实体经济层面的传导机制。具体来说,对消费信贷政策传导机制中的上级主体中央银行而言,应完善顶层制度安排;对下级主体各金融机构而言,应强化信贷风险控制;对消费信贷政策的调控客体居民来说,应从观念和供给角度合理引导消费行为。

本文研究中仍然存在问题,对经济增长质量评价指标的选择具有一定程度的主观性,这应是以后研究的完善方向。

参考文献:

- [1]任保平,魏语谦.“十三五”时期我国经济质量型增长的战略选择与实现路径[J].中共中央党校学报,2016(2):31-39.
- [2]卡马耶夫.经济增长的速度和质量[M].陈华山,译.武汉:湖北人民出版社,1983.
- [3]沈利生,王恒.增加值率下降意味着什么[J].经济研究,2006(3):59-66.
- [4]托马斯,等.增长的质量[M].增长的质量翻译组,译.北京:中国财政经济出版社,2001.
- [5]BARRO R J. Quantity and quality of economic growth[J]. Economia Chilena,2002,5(2):17-36.
- [6]郝颖,辛清泉,刘星.地区差异、企业投资与经济增长质量[J].经济研究,2014(3):110-114,189.
- [7]钞小静,任保平.中国经济增长质量的时序变化与地区差异分析[J].经济研究,2011(4):26-40.
- [8]马铁群,史安娜.金融发展对中国经济增长质量的影响研究——基于VAR模型的实证分析[J].国际金融研究,2012(11):30-39.
- [9]KING R G, LEVINE R. Finance and growth: Schumpeter might be right[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1993, 108(3):717-737.
- [10]LEVINE R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. Journal of Economic Literature, 1997, 35(2):688-726.

- [11]陈晓玲,连玉君.资本—劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验[J].经济学(季刊),2012(1):93—118.
- [12]尚红云,蒋萍.中国能源消耗变动影响因素的结构分解[J].资源科学,2009(2):214—223.
- [13]BERNANKE B S, GERTLER M. Agency costs, net worth, and business fluctuations[J]. The American Economic Review, 1989, 79(1):14—31.
- [14]BERNANKE B S, GERTLER M. Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission[J]. The Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):27—48.
- [15]CARLSTROM C T, FUERST T S. Agency costs, net worth, and business fluctuations: A computable general equilibrium analysis[J]. The American Economic Review, 1997, 87(5):893—910.
- [16]许伟,陈斌开.银行信贷与中国经济波动:1993—2005[J].经济学(季刊),2009(3):969—994.
- [17]KEYNES J M. The general theory of employment, interest and money[M]. London: Macmillan, 1936.
- [18]穆怀中,吴鹏.城镇化、产业结构优化与城乡收入差距[J].经济学家,2016(5):37—44.
- [19]MCKINNON R I. Money and capital in economic development[M]. Washington: The Brookings Institution, 1973.
- [20]魏婕,任保平,李勇.双重结构扭曲下的经济失衡:理论与经验证据[J].南开经济研究,2016(5):89—109.
- [21]ZELDES S P. Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation[J]. Journal of Political Economy, 1989, 97(2):305—346.
- [22]LUDVIGSON S. Consumption and credit: A model of time-varying liquidity constraints[J]. The Review of Economics and Statistics, 1999, 81(3):434—447.
- [23]COCHRANE J H. A simple test of consumption insurance[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(5):957—976.
- [24]COHEN M J. Consumer credit, household financial management, and sustainable consumption[J]. International Journal of Consumer Studies, 2007, 31(1):57—65.
- [25]万广华,张茵,牛建高.流动性约束、不确定性与中国居民消费[J].经济研究,2001(11):35—44.
- [26]蔡浩仪,徐忠.消费信贷、信用分配与中国经济发展[J].金融研究,2005(9):63—75.
- [27]张晓孜,罗鹏.信贷增长、金融发展与宏观经济波动[J].国际金融研究,2014(5):14—23.
- [28]王国静,田国强.金融冲击和中国经济波动[J].经济研究,2014(3):20—34.
- [29]SIMS C A. Money, income, and causality[J]. The American Economic Review, 1972, 62(4):540—552.
- [30]SIMS C A. Macroeconomics and reality[J]. Econometrica, 1980, 48(1):1—48.
- [31]SIMS C A. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy[J]. European Economic Review, 1992, 36(5):975—1000.
- [32]BERNANKE B S, BOIVIN J, ELIASZ P. Measuring the effects of monetary policy: A factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(1):387—422.
- [33]沈悦,李善燊,马续涛.VAR宏观计量经济模型的演变与最新发展——基于2011年诺贝尔经济学奖得主Sims研究成果的拓展脉络[J].数量经济技术经济研究,2012(10):150—160.
- [34]HWANG H S. Two-step estimation of a factor model in the presence of observable factors[J]. Economics Letters, 2009, 105(3):247—249.
- [35]GUPTA R, JURGILAS M, KABUNDI A. The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach[J]. Economic Modelling, 2010, 27(1):315—323.
- [36]BELVISO F, MILANI F. Structural factor-augmented VARs (SFAVARs) and the effects of monetary policy[J]. The B. E. Journal of Macroeconomics, 2006, 6(3):1—46.
- [37]郭乃锋,林祝吉,刘名寰,等.情绪因子在货币政策传递过程中所扮演的角色——结构因子扩充向量自回归模型之应用[J].台湾金融财务季刊,2010(4):67—103.

- [38] HE Q, LEUNG P H, CHONG T L. Factor-augmented VAR analysis of the monetary policy in China [J]. *China Economic Review*, 2013, 25(1): 88 – 104.
- [39] 王少平, 朱满洲, 胡朔商. 中国 CPI 的宏观成分与宏观冲击 [J]. *经济研究*, 2012(12): 29 – 42.

The relationship between consumption credit policy and economic growth quality: Demonstration based on the first principal component composite index and FAVAR model

LI Haiyang

(School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, P. R. China)

Abstract: It is biased to simply measure the relationship between consumption credit policy and economic growth from the dimension of “quantity”. It is more systematic to explore the action effect in the coupling relationship between consumption credit policy and economic growth quality based on investigating the comprehensive characteristics of economic growth “quality” and “quantity”. This paper constructs the evaluation index system for measuring economic growth quality starting from the mechanism of action, adopts the first principal component analysis method and takes covariance matrix as input, confirms the coefficient and characteristic root of each basic index, measures and calculates the weight of each basic index thus to gain the index of each evaluation dimension, achieves the economic growth quality index on the whole with the same method, and further measures the action effect of consumption credit policy act on the index solved with FAVAR model. The empirical analysis results show that, firstly, Chinese economic growth quality, economic growth process coordination, economic growth process sustainability, and economic growth result quality present the tendency of steadily rising, economic growth mode quality decreases gradually, while economic growth process is basically stable. Secondly, consumption credit policy presents the positive influence of different degrees on economic growth quality, economic growth mode quality, economic growth process coordination, economic growth process sustainability, and economic growth result quality, but it presents the negative influence on economic growth stability.

Key words: consumption credit policy; economic growth quality; the first principal component; FAVAR; two steps, principle component analysis method

(责任编辑 傅旭东)