

货币政策与消费需求 ——基于中国家庭季度消费数据的研究

杨继东

提要:扩大消费需求是中国实现经济结构转型的关键。本文基于国家统计局季度家庭平均消费支出调查数据,利用结构向量自回归模型(SVAR)模型考察了货币政策对消费需求冲击的总量效应和分配效应。结果发现:货币供给冲击对消费的影响基本上是中性的。货币供给可以通过财富效应对总消费产生影响,但是不同类型的消费支出对货币政策反应不显著。研究结果表明,我国货币政策刺激消费需求的作用有限,扩大消费仍依赖出台增加收入的政策以及相应的收入分配改革的政策。

关键词:货币冲击 消费需求 总量效应 异质反应

一、问题提出

金融危机后,扩大内需,特别是消费需求被看作中国经济结构转型的关键。理论上,货币政策对投资的影响已经充分讨论,但货币政策是否能够有效刺激消费需求却并不清楚。从中国央行的行动看,央行货币政策在考虑影响投资的同时,也包含对消费的考虑。这表现在央行一直强调货币政策需要:大力发展消费信贷业务,鼓励消费信贷增加;通过降低存款利率,刺激居民消费;通过提供流动性,提振消费信心。

本文试图沿着货币政策效果的分析思路,考察货币政策对消费需求的影响。特别地,由于总体消费构成来自不同的部分。食物,衣着,家庭设备,医疗和教育等,不同类型消费对货币政策的反应可是存在差别的,因此,本文在关注货币政策对总量消费冲击的同时,也关注货币政策对消费影响的异质性效应(分配效应),即不同消费类型支出对货币供给冲击的反应是否存在差别。我们认为,通过观察货币政策的异质性效果,可以在了解货币政策总体效应的基础上,通过差异化政策和互补性政策,弥补货币政策冲击带来的消费短板,进而制定更加合理的货币政策。

对货币政策效果的研究可以分为两类:一类可称为总量效应。考察货币政策的总体经济效果,即研究货币政策对总产出,通胀和失业等宏观经济总量的影响(Coibion, 2012);另一类可称为分配效应(distributional consequences)。Hayo 和 Uhlenbrock(2000)认为人们都习惯于研究货币政策的总量效应,往往忽视货币政策在传导过程中各行业间的异质性或非总量的不对称性。由于构成经济总体中的微观个体的具有异质性,这些微观主体对货币政策的反映存在差别,进而需要研究货币政策对不同行业,不同地区,不同规模企业产生的差别效应。微观主体的这些异质性(或差异性)可能来自于信息不对称,产品性质,与金融市场接触的频率等。例如,Bernanke 和 Gertler(1989)考虑了借方的异质性,并用来分析经济的周期性波动。认为货币政策在进行总量调节时,应考虑不同行业货币需求量调节的差别,统一货币政策忽略了货币政策对每个行业供给能力影响的差别。Hayo 和 Uhlenbrock(2000)运用 VAR 模型研究了德国 28 个行业对货币政策的不同反应,发现了重工业比非耐用消费品更具有利率敏感性,并从资本生产率(资本与行业产值比率)、要素密集程度(资本与劳动比率)等四个因素寻找各行业对货币政策反应不一的原因。Williamson(2008)根据个体能否接触到金融机构,把微观个体区分为有

关联的个体和无关联的个体,认为这种异质性的来源导致货币政策具有显著的再分配效应。国内一些学者的研究开始分析货币政策对供给的异质性影响。例如戴金平、金永军(2006)基于要素密集度和市场结构不同的两部门模型,说明由于自身的异质性,每个行业对同一货币政策冲击的反应各异,接着利用 E-G 两步法、ADL 模型和基于 VAR 模型的脉冲响应函数分析 1995 年以来中国六个行业对货币政策冲击的反应。结果显示第一产业和第二产业、房地产业对利率政策冲击反应明显,第三产业、餐饮业和批发贸易零售业反应较小,随后分析了造成行业反应不同的原因。

但是,上述文献更侧重于货币政策对供给方的异质性,没有涉及对需求的异质性。Bernanke 和 Gertler(1995)是一个例外。他们利用 VAR 模型,通过美国的季度数据考察货币政策对最终需求的冲击。发现在紧缩性货币政策后,短期内最终需求迅速下降,耐用消费品和非耐用消费品都迅速下降,4 个月后,消费需求开始增加(见原文图 3,P33)。Ludvigson 等人(2002)考察了中国货币政策通过财富效应对居民消费的影响。但是,目前国内外对于货币政策在消费异质性影响的研究比较少。

给定货币政策具有总量效应之外,货币政策冲击可能对不同的微观主体具有异质性的效果。本文试图研究两个问题:第一,考察不同消费类型构成对货币政策反应的差异性;第二,本文把货币政策和消费联系起来,并讨论货币政策作用消费的可能途径。

本文以下部分结构安排如下:第二部分通过中国消费和货币政策数据的描述,给出消费构成周期性变化的特征事实,这些事实构成了后面计量分析的基础。第三节建立脉冲反应和向量自回归模型,考察货币政策对消费的影响。第四节讨论货币政策影响消费的机制。

二、典型事实

事实一:如果以货币供给变化来衡量中国的货币政策,我们发现,自 90 年代中央银行实行改革以来,在中国货币总量不断增加的同时,货币供给速度存在周期性调整。1978 年中国的 M2 占 GDP 的比例大概只有 20% 出头,2011 年,已经高达 180%。M2 存量高达 94 万亿。从货币供给增速看,2007 年以前,货币供给增速保持在 15% 左右,2008 年增速更是突然增加,随后逐年回落(图 1)。中国货币供给的时间变化表明,在宏观经济管理过程中,经济中存在一定的货币冲击。货币政策是

宏观经济逆周期调整过程中重要的政策工具。

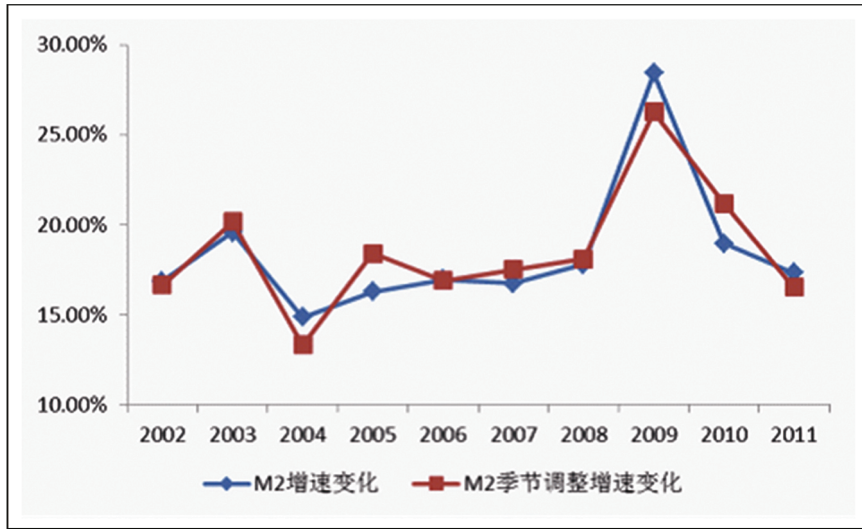


图 1 货币供给增速变化

货币供给随着宏观经济波动而变化是很正常的。但是在宏观经济下,统一的货币政策对不同的微观主体具有不同的影响。一方面,由于货币扩张引发在缓解总体需求不足的同时,可能引发局部过热,增加经济的波动(刘霞辉,2004);一方面,由于金融加速器效应,货币在政策对不同类型企业的影响也是存在差别的。本文认为,由于不同类型的消费具有差异性的收入消费弹性,货币政策引起收入发生变化,进而货币政策对不同收入消费弹性的消费产生的冲击也可能是存在差异的。因此,本文从消费分析入手,在货币政策异质性效应的基础上,分析不同消费类型消费对货币供给冲击的反应。

事实二:消费增长率和不同类型消费占比存在周期性变化。图 2 描绘了城镇居民人均消费同比增长率。我们发现,总的人均消费增长率存在明显的时间波动。2007 年人均消费支出同比增长最快。金融危机导致消费增长下滑,危机后消费增长回升。有趣的是,分类来看,不同类型消费同比增长率存在明显差异。例如,金融危机后,交通和通讯消费同比增长呈现显著下降趋势。增长率的差异可能反映了消费对政策反映的差异,本文重点考察不同消费类型对货币政策反应的差异性,及货币政策对消费影响的异质性。

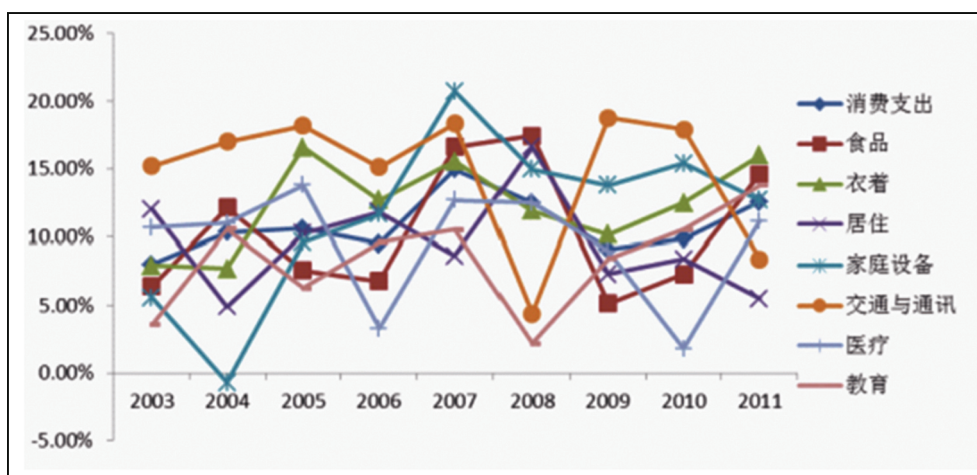


图 2 城市居民人均消费累计支出增长率

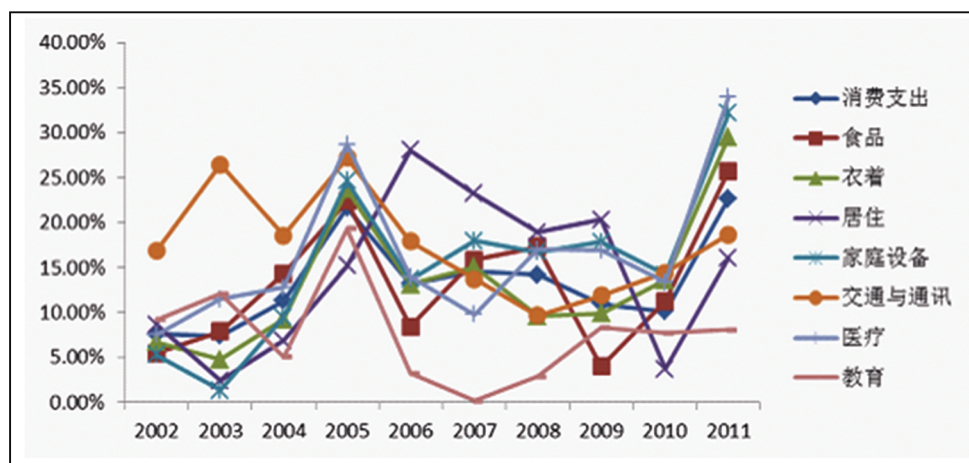


图 3 农村居民人均消费累计支出增长率

事实三:从各部分消费占整体消费比重来看,也存在显著的时间变化。以教育支出为例。2008年金融危机以来,教育支出占比显著下降。相反,食品消费占比呈现显著波动。

事实四:城市消费和农村消费存在差异

比较图 2 和图 3 可以发现,农村和城市消费增长变化也具有不同的时间趋势。例如,2008年金融危机后,城市居住,家庭设备,交通通讯消费增长呈现下降趋势,而农村几乎所有消费类型增长率都在增加。另一个重要差别是教育支出,金融危机后,城市教育支出增长率是上升的,而农村教育支出增长率却保持相对稳定。

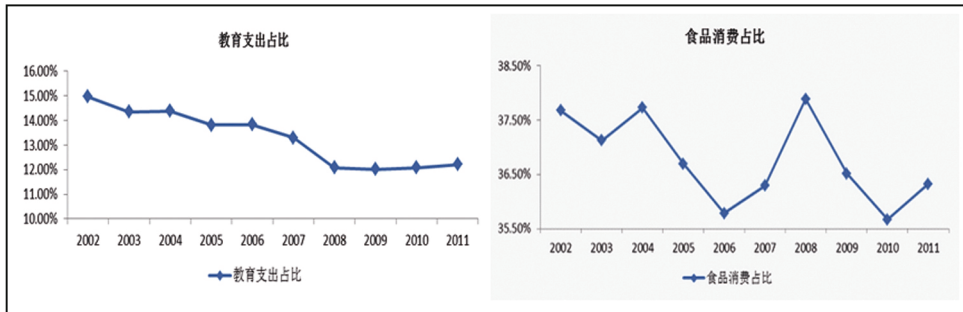


图 4 教育支出和食品消费占比

综上,不同类型消费增长率的周期性变化,不同消费占比时间变化的差异性,农村和城市消费的差异性,是否与货币政策冲击变化相关,是本文关注的焦点。下面,本文将通过一个结构向量自回归模型(SVAR)模型,考察不同类型消费对货币供给冲击的反应。

三、模型与结果

(一)模型构建

本文使用结构向量自回归方法构建模型,刻画货币政策冲击对不同消费类型的影响。如果一个诱导形式的 VAR 模型如公式(1)所示

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \mu_t \quad (1)$$

其中 $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})$ K 个内生变量, μ_t 表示诱导方程的残差,并且序列不相关,所有解释变量都滞后 p 阶。但是,诱导形式的 VAR 模型仅仅是总结数据动态特征的工具,如果不考虑特定的经济结构,就很难解释这种形式 VAR 模型的含义,并且可能遭到所谓的“卢卡斯批判”(Cooley 和 LeRoy, 1985)。

Sims(1981, 1986)、Bernanke(1986)和 Shapiro 和 Watson(1988)提出结构向量自回归模型(Structural vector autoregression, SVAR),由于蕴含丰富的经济含义,它也成为“可识别的向量自回归模型”(identified VAR)。这类模型主要目的是进行残差分析,得到脉冲反应函数或者方差分解,而非识别回归参数,其中,残差系统可以解释为外生冲击或者外生冲击的线性组合。结构 VAR 模型的形式一般可以表示为:

$$A y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + B \epsilon_t \quad (2)$$

其中, ϵ_t 表示结构方程的残差, 它也是序列不相关的。结构残差反映了变量中未预期到的部分, 我们称之为“结构新息”(structural innovation)。诱导方程残差 μ_t 和结构新息冲击 ϵ_t 之间具有如下关系 $\mu_t = A^{-1} B\epsilon_t$ 。通过这种关系, 我们能够将结构残差(ϵ_t)分解为由不同解释变量引起的未预期到的当期冲击。具体哪些解释变量产生了这些冲击, 并形成对当期因变量变化的影响, 则需要根据经济理论来确定。要识别变量间的这些当期相关关系, 我们需要 $2K^2 - K(K+1)/2$ 个约束条件。

由于本文主要考察货币政策对消费的冲击影响, 我们构造结构 VAR 时包括四个变量: 货币供给、通货膨胀、人均实际收入和人均实际消费支出。与发达国家多运用利率作为货币政策供给的不同之处在于, 我国货币当局更倾向于运用货币数量手段实施货币政策, 因此, 本文用广义货币 M1 存量的自然对数作为变量(Koivu, 2010; 王君斌等, 2011)(m)。通货膨胀率(pai)通过定基的 CPI 指数计算出来, 具体公式为:

$$pai = (cpi_t - cpi_{t-1}) / cpi_{t-1} \quad (3)$$

由于本文分别对城镇居民和农村居民的消费行为进行研究, 因此我们定义了三种人均实际收入指标: 人均实际 GDP 的自然对数(gdp)、城镇居民人均实际可支配收入的自然对数(uty)和农村居民人均实际收入的自然对数(rty)。消费支出对应于上述三种收入指标: 相对于人均实际 GDP, 我们用社会零售商品销售额的实际值自然对数来表示实际消费支出; 城镇居民和农村居民的消费支出指标除了包括城镇居民人均实际消费支出(utc)和农村居民人均实际消费支出(rtc)外, 还分别包括城镇和农村居民的人均耐用品消费支出(城镇 udur、农村 rdur)、人均非耐用品消费支出(城镇 unodur、农村 rnodur)以及人均服务消费支出(城镇 uservice、农村 rservice)。其中, 耐用品消费支出是指城乡居民在家庭设备、通讯和交通方面的支出, 非耐用品消费支出是指城乡居民在食物和服装方面的支出, 服务消费支出是指城乡居民在教育、医疗和娱乐方面的支出。上述所有实际值都用 2000 年 12 月为基期的月度 CPI 为基期计算而得出, 并且取自然对数。

同时, 为了剔除这些变量的时间趋势和季节性变化, 本文运用 Rotemberg 和 Woodford(1997)及 Linde(2005)的方法进行处理, 所有变量 Y 都对时间趋势 t 和季度哑变量 d1、d2 和 d3 进行 OLS 回归, 如公式(4)所示, 回归得出的残差即为剔除时间趋势和季度变化后的变量, 它用来反映变量的波动。

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 d1 + \alpha_3 d2 + \alpha_4 d3 + e_t \quad (4)$$

最终, 这些变量的定义如表所示。该表还显示了根据 ADF 检验得出的变量平稳性。

表： 变量的名称以及稳定性

	变量描述	变量名称	水平值的 ADF 检验:T 统计量	一阶差分的 ADF 检验:T 统计量	平稳性
货币供给 m	M1 存量实际值自然对数	m	-2.651	-4.365 * * *	一阶平稳
通货膨胀 pai	通货膨胀率	pai	-4.014 * * *		水平平稳
收入类 y	人均实际 GDP	gdp	-1.958	-7.234 * * *	一阶平稳
	城镇居民人均实际收入自然对数	uty	-2.931 *		水平平稳
	农村居民人均实际收入自然对数	rty	-4.337 * * *		水平平稳
消费类 c	人均实际消费支出	tc	-2.356	-5.826 * * *	一阶平稳
	农村居民人均实际耐用品消费支出自然对数	rdur	-2.339	-6.700 * * *	一阶平稳
	农村居民人均实际非耐用品消费支出自然对数	rnodur	-2.264	-6.705 * * *	一阶平稳
	农村居民人均实际服务消费支出自然对数	rservice	-4.645 * * *		水平平稳
	农村居民人均实际消费支出自然对数	rtc	-2.399	-7.107 * * *	一阶平稳
	城镇居民人均实际耐用品消费支出自然对数	udur	-3.038 * *		水平平稳
	城镇居民人均实际非耐用品消费支出自然对数	unodur	-2.994 * *		水平平稳
	城镇居民人均实际服务消费支出自然对数	uservice	-4.003 * * *		水平平稳
	城镇居民人均实际消费支出自然对数	utc	-3.730 * * *		水平平稳

* * * [* [分别表示 1%、5% 和 10% 的置信水平

根据上面对变量的定义,我们的结构 VAR 模型中包括以下四个序列: {y, c, pai, m}。由于模型中包括 4 个内生变量(K=4),为了对进行识别,我们需要 22 个约束条件,根据相关经济理论,我们做出以下几个假设(Koivu,2010)。

(1)根据 Bernanke 和 Blinder(1992)的理论,货币当局会对收入 y、消费 c 和通货膨胀 pai 的当期变化作出即时反应,但是,货币供给只能影响未来的收入、消费和通货膨胀;

(2)当期实际收入的变化会受到通货膨胀率的影响,当收入水平的变化只会影响未来的物价水平;

(3)当期实际消费的变化会受到实际收入以及通货膨胀率的影响,而消费只能影响未来收入水平和物价水平;

(4)通货膨胀只具有序列自相关性,其他实际变量只能影响未来的通货膨胀。

根据上述 4 个假设,矩阵 A 的形式可以假设为:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_{13} & 0 \\ \beta_{21} & 1 & \beta_{23} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 1 \end{bmatrix}$$

矩阵 B 的形式假设为:

$$B = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_4 \end{bmatrix}$$

因此,诱导残差和结构新息冲击之间的当期相关关系可以表示为:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & \beta_{13} & 0 \\ \beta_{21} & 1 & \beta_{23} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u^y \\ u^c \\ u^{pai} \\ u^m \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_4 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^y \\ \varepsilon^c \\ \varepsilon^{pai} \\ \varepsilon^m \end{bmatrix}$$

根据上述识别条件,我们可以得出四个变量间的脉冲反应函数。首先,我们衡量全国总体上货币政策冲击的效应,这里 $y = \text{gdp}$ 、 $c = \text{tc}$ 。

图 5 是货币政策对总量消费的脉冲反应函数。从这个脉冲反应函数来看,货

币供给对总消费的影响并不显著,但是实际收入的升高会导致当期实际消费显著升高,通货膨胀升高则会显著降低当期实际消费支出。最后,通货膨胀的升高也会降低当期和未来1—4季度的货币供给。这个结果与理论预测是一致的。实际收入升高增强了人们的消费能力,因而实际消费会升高;通货膨胀升高则会降低人们的实际收入,从而降低当期的实际消费支出。当当期通货膨胀率较高时,货币当局会在未来实施紧缩货币政策,从而导致未来货币供给下降。

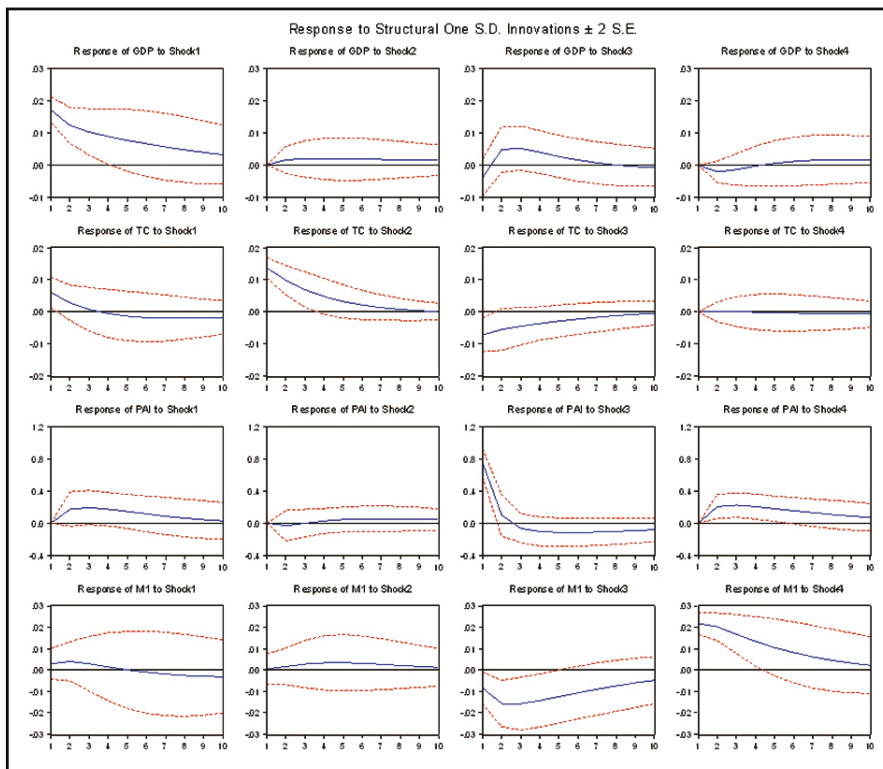


图 5 货币供给对居民消费总支出的影响

注:shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间,实线表示脉冲反应函数

附录图 6—图 9 显示了货币政策对城镇居民收入和消费的影响。

首先我们来分析货币政策对城镇居民家庭人均消费支出的影响,这里 $y=uty$, $c=utc$ 分别表示城镇居民的人均可支配收入和人均消费支出的自然对数。四个变量的脉冲反应函数如图 6 所示。我们发现,货币供给导致未来实际需求先升高后下降。但是,货币供给增加对未来 1 期的正向作用不显著,反而导致未来 2 期之后的消费持续显著下降。但是,通货膨胀升高会使得城镇居民当期实际消费下降,而

未来实际消费支出升高。这可能是因为居民预期到未来有更高的通胀,因而会减少储蓄,增加消费。

其次,我们考察城镇居民耐用品的人均消费支出 u_{dur} 与货币政策冲击的影响,脉冲反应函数如图 7 所示。货币供给对城镇居民耐用消费支出没有显著影响,但通货膨胀升高会使得城镇居民对耐用品的当期和未来实际消费下降。

第三,图 8 考察了城镇居民非耐用品的人均消费支出 u_{nodur} 的脉冲反应函数。我们发现,货币供给增长导致未来 1—2 季度城镇居民非耐用消费品消费支出下降,而通货膨胀升高会使得非耐用品消费支出先下降后升高。

第四,图 9 显示了人均服务消费支出(医疗、教育、娱乐和住房等) $u_{service}$ 的脉冲反应函数,如图 5 所示,货币供给增加会导致未来城镇居民的服务消费支出下降,但是效果非常弱。

总的来看,我国货币政策对城镇居民各类消费支出的影响不是特别大,尤其是对耐用消费品和服务品的影响更弱。这可能意味着城市居民对这类产品的消费更具有持续的惯性,外部条件的变化对它们的影响有限。

图 10—图 13 分别显示了货币政策对我国农村居民的人均消费支出、耐用消费品支出、非耐用消费品支出以及服务支出的脉冲反应函数。

我们得出的结论是,货币供给增加会导致农村居民人均消费支出下降,但是影响不显著。同时,我们也发现,货币政策变化对未来农村居民的耐用品消费支出、非耐用消费品支出和服务消费支出的影响都是负的,但是影响不显著。

四、作用机制探究

凯恩斯主义经济学认为:货币政策作用机制在于,发生经济危机时,增加货币供给,降低利率,在价格刚性条件下可以减少企业的资本成本,刺激投资需求,从而增加总需求。

通常,经济学家把货币政策传导机制归纳为 3 大渠道:利率传导渠道、非货币资产传导渠道和信用传导渠道。利率传导渠道是指货币政策影响或直接改变利率等,导致资本使用成本的改变进而影响公司的投资需求。非货币资产渠道则是货币政策通过改变股票等资产价格而对宏观经济产生影响。这两个渠道主要通过影响货币价格从而影响货币需求进而对宏观经济产生影响。货币政策信用传导渠道是从货币供给数量而对宏观经济产生影响。强调的是货币政策影响中介信贷供

给,特别是影响银行贷款总量从而影响货币供给总量,进而对公司投资和宏观经济产生影响。

本文利用宏观计量模型讨论了货币政策和消费需求之间的关系。我们发现货币政策对总消费和不同类型的消费影响较小,意味着货币政策手段调节实际经济的能力有限。原因可能在于:

第一,消费具有更强的惯性,受到货币政策的干扰较小。货币政策传到消费过程复杂。

第二,货币政策直接影响资产价格,导致财富效应,进而对消费产生影响。

第三,从货币政策信贷渠道看,我国消费信贷尽管增长很快,但比例较低。货币政策通过影响消费信贷影响消费的作用较小。

五、结论

对中国的货币政策而言,货币政策不仅要实现增长目标和通胀目标,而且还要服务于长远的经济结构调整。一旦把调结构纳入货币政策目标,那么仅仅关注货币政策对经济总量的影响就显得过于片面。在认识货币政策对经济增长、通货膨胀和就业等总体经济变量的基础上,必须看到现实中,不同部门,不同行业 and 不同地区异质性的存在,对货币政策的反应是存在差异的,需要研究在微观个体异质性的基础上,考察统一的货币政策对不同部门、行业 and 不同人群的影响。

本文利用家庭季度调查数据,利用 VAR 模型,考察了不同消费类型对货币政策冲击的反映。结论发现,我国货币政策对城镇和农村居民的各类消费支出的影响都比较小,并且还可能对消费造成负向作用。这意味着货币政策对调节实际经济的能力有限。

本文的研究也有一定的缺陷:首先,从模型和数据看,我们的时间序列较短,可能难以分解出货币政策冲击的效果。其次,这个数据仍然不能很好的刻画消费者的微观个体特征,而要实现这一点,利用微观数据的效果会更好。最后,我们的研究没有具体刻画货币政策会通过哪一个机制会对消费产生影响,由于有些效应之间可能是相互抵消的,因此导致影响不显著。因此,也有必要具体讨论货币政策对消费的影响机制。

参考文献

- [1]戴金平、金永军,《货币政策的行业非对称效应》,《世界经济》,2006年第7期。
- [2]徐涛,《中国货币政策的行业效应》,《世界经济》,2007年第2期。
- [3]刘霞辉,《为什么中国经济不是过冷就是过热?》,《经济研究》2004年11期。
- [4]王君斌,郭新强,蔡建波,扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性,《管理世界》,2011年第3期
- [5]Bernanke, B. S., and A. Blinder. 1992. "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission." *American Economic Review* 82, no. 4: 901—21.
- [6] Bernanke, B., 1986, "Alternative Explanations of the Money - income Correlation," *Carnegie - Rochester Conference Series on Public Policy*, North - Holland, Amsterdam.
- [7] Bernanke, Ben S & Gertler, Mark, 1995. "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, vol. 9(4), pages 27—48, Fall.
- [8] Carlsson, Mikael and Skans, Oskar Nordstrom, 2012, "Evaluating Microfoundations for Aggregate Price Rigidities: Evidence from Matched Firm - Level Data on Product Prices and Unit Labor Cost," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 102(4), pages 1571—95, June
- [9]Coibion, Olivier, 2012, "Are the Effects of Monetary Policy Shocks Big or Small?," *American Economic Journal: Macroeconomics*, American Economic Association, vol. 4(2), pages 1—32, April
- [10]Cooley, T. F. & LeRoy, S. F. (1985). A theoretical macroeconometrics: A critique, *Journal of Monetary Economics* 16: 283 - 308. *Economics* 55, 1038—1053.
- [11]Hayo B. and B. Uhlenbrock, 2000, "Industry effects of monetary policy in Germany", J. Von Hagen and C. Waller (eds.), *Regional aspects of monetary policy in Europe*, Boston, Kluwer, p 127—158.
- [12]Koivu, Tuuli, 2010, *Monetary Policy, Asset Prices and Consumption in China*, ECB Working Paper Series, NO 1240 / SEPTEMBER 2010
- [13]Linde, Jesper, 2005, "Estimating New - Keynesian Phillips curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Journal of Monetary Economics*, 52, pp.

1135~1149.

- [14] Rotemberg, J. and Michael Woodford, 1997, “An Optimization — Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, NBER Chapters, NBER Macroeconomics Annual, Volume 12, pp.297~361. National Bureau of Economic Research, Inc
- [15] Shapiro, M. and Watson, M. W., 1988, “Sources of Business Cycle Fluctuations,” NBER Macroeconomics Annual 3: 111 - 156.
- [16] Sims, C. A., 1981, “An autoregressive index model for the U.S. 1948—1975,” in J. Kmenta & J. B. Ramsey (eds.), Large — Scale Macro — Econometric Models, North—Holland, Amsterdam, pp. 283 - 327.
- [17] Sims, C. A., 1986, “Are forecasting models usable for policy analysis?” Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis 10: 2 - 16.
- [18] Wilcox, David. 1992. “The Construction of US Consumption Data: Some Facts and Their Implications for Empirical Work.” American Economic Review 82: 922—941.
- [19] Williamson, Stephen D., 2008. “Monetary Policy and Distribution.” Journal of Monetary

附录

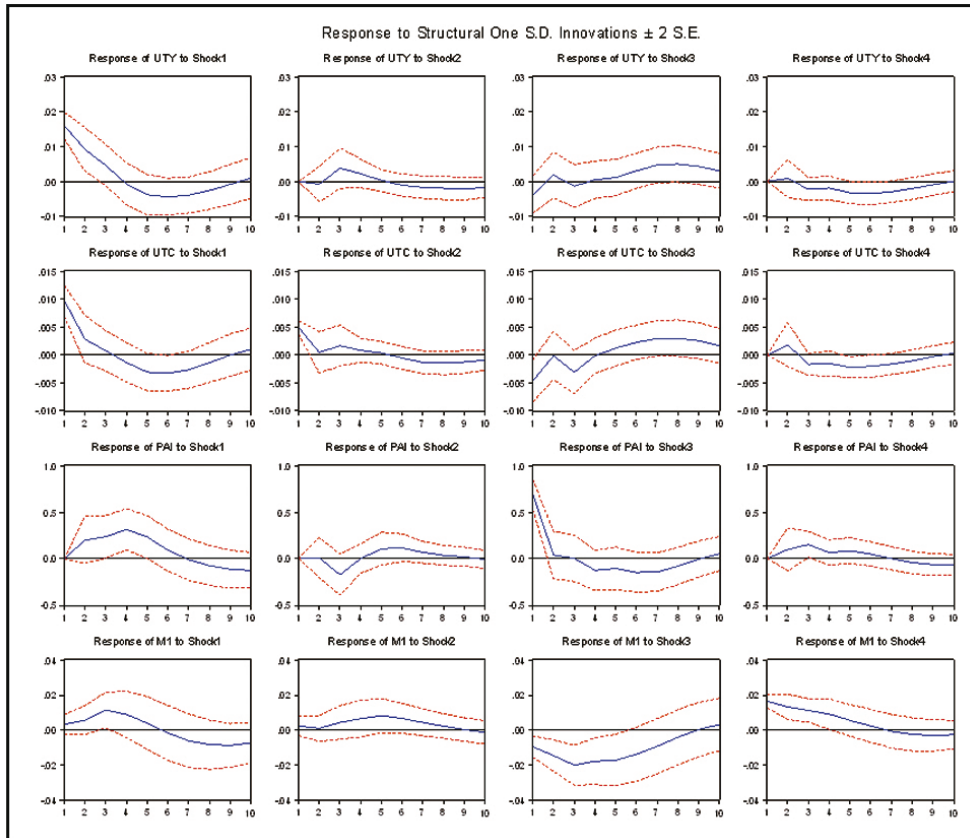


图 6 货币供给对城镇居民消费总支出的影响

注: shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间, 实线表示脉冲反应函数

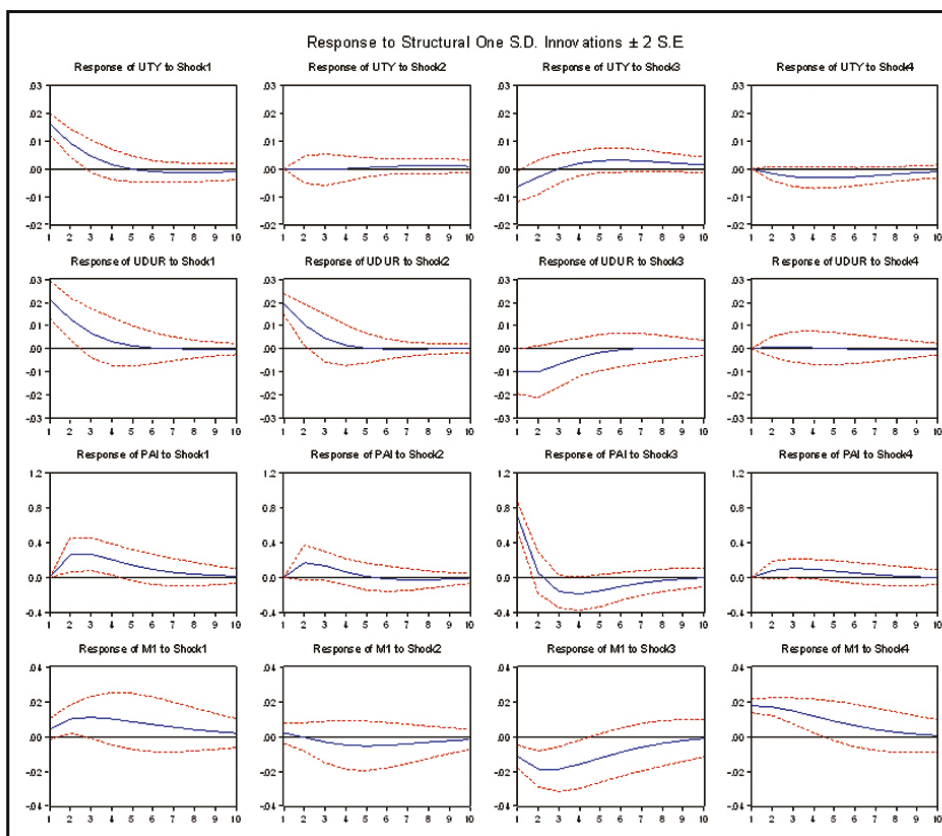


图 7 货币政策对城镇居民耐用消费支出的影响

注: shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间, 实线表示脉冲反应函数

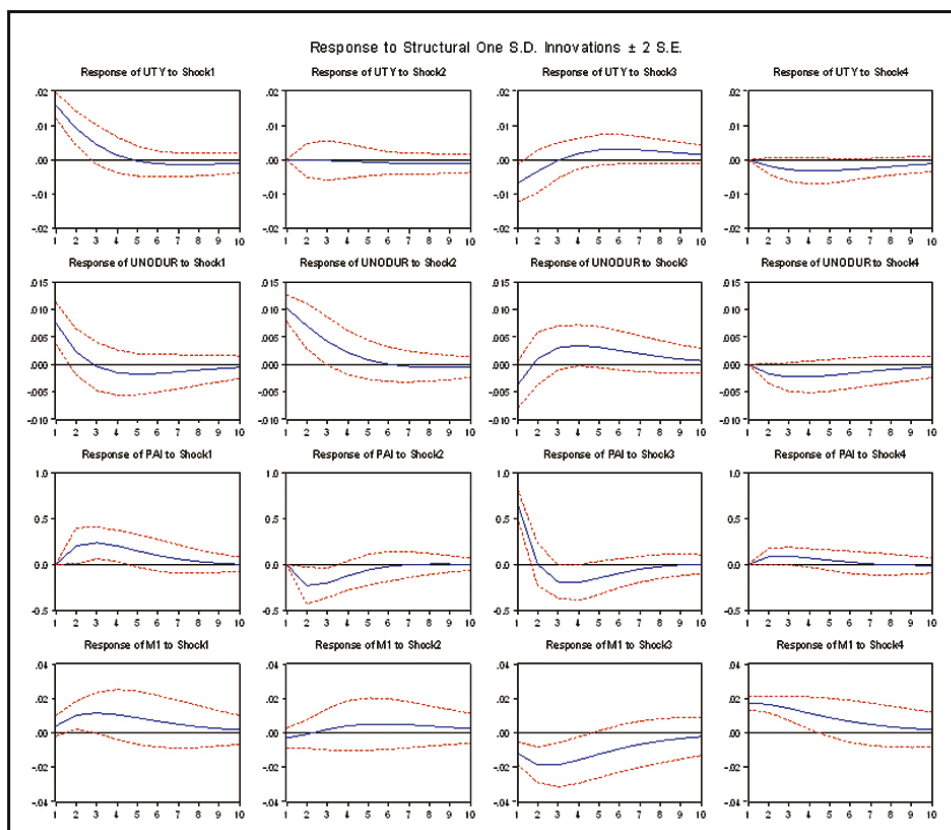


图 8 货币政策对城镇居民非耐用品消费支出的影响

注: shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间, 实线表示脉冲反应函数

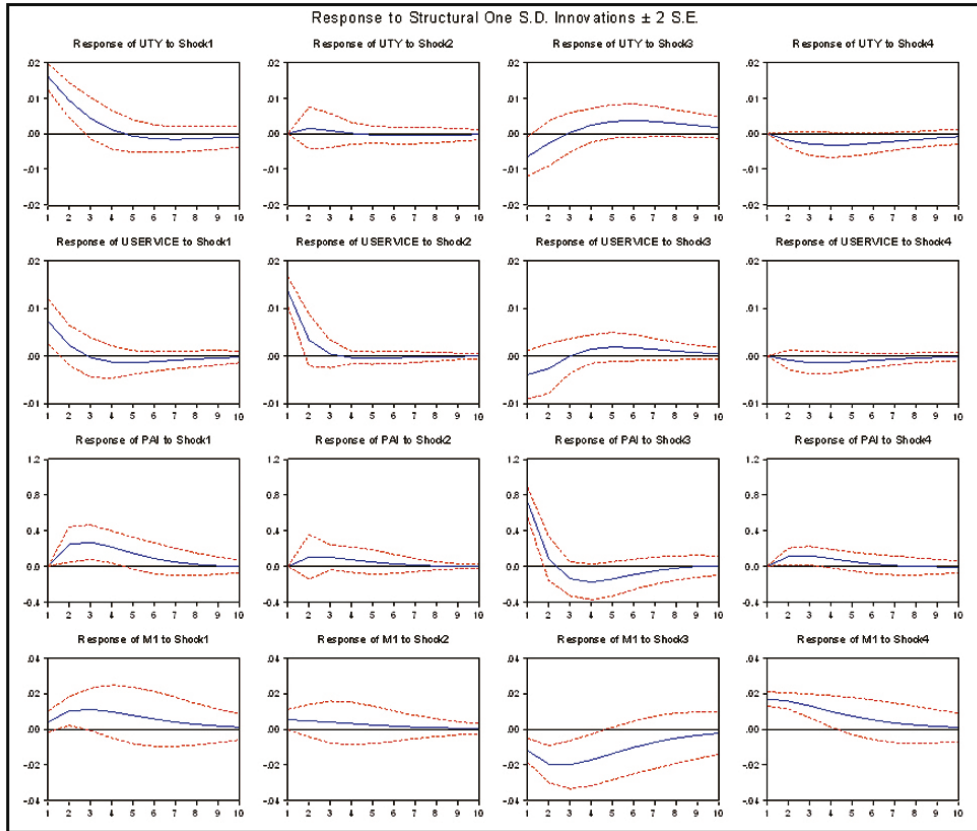


图 9 货币政策对城镇居民服务消费支出的影响

注：shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间，实线表示脉冲反应函数

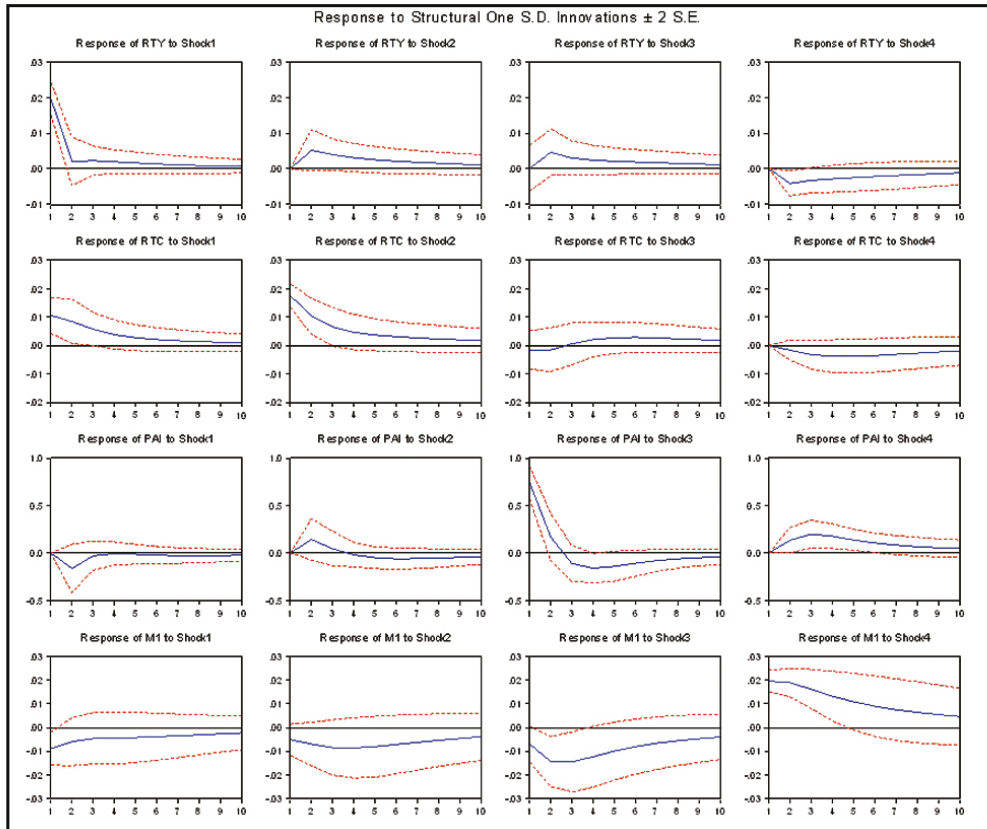


图 10 货币政策对农村居民人均消费品支出的影响

注：shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击
虚线表示 5% 的置信区间，实线表示脉冲反应函数

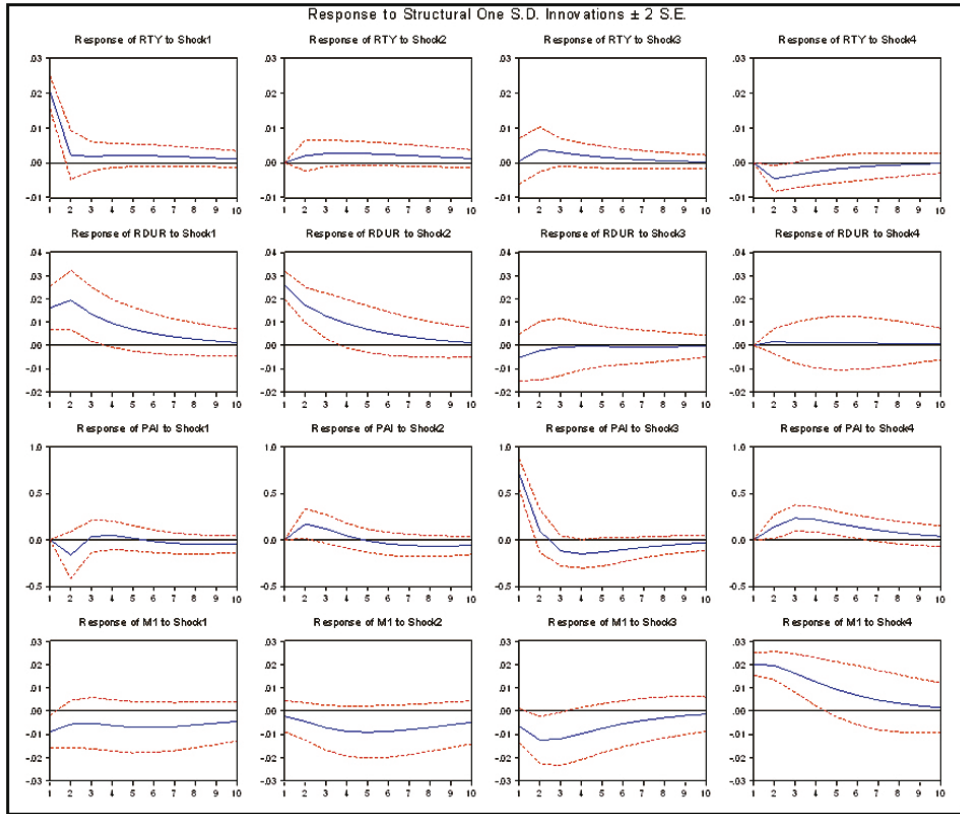


图 11 货币政策对农村居民耐用消费品支出的影响

注: shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y、c、pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间, 实线表示脉冲反应函数

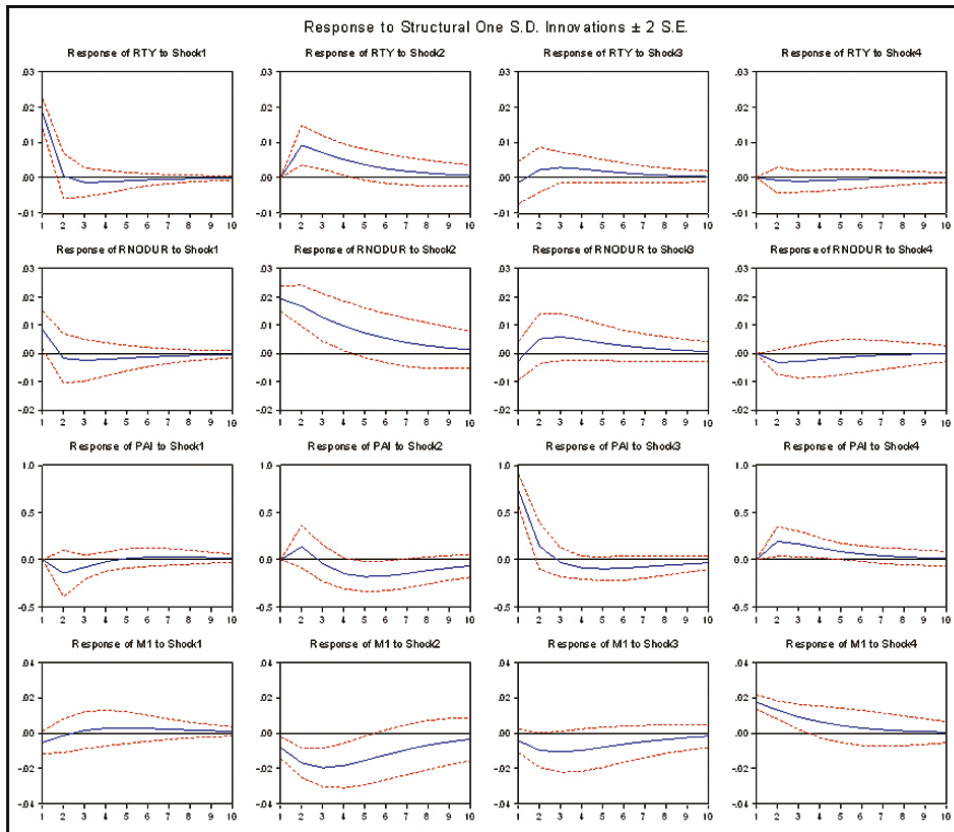


图 12 货币政策对农村居民非耐用消费品支出的影响

注: shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y 、 c 、 pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间, 实线表示脉冲反应函数

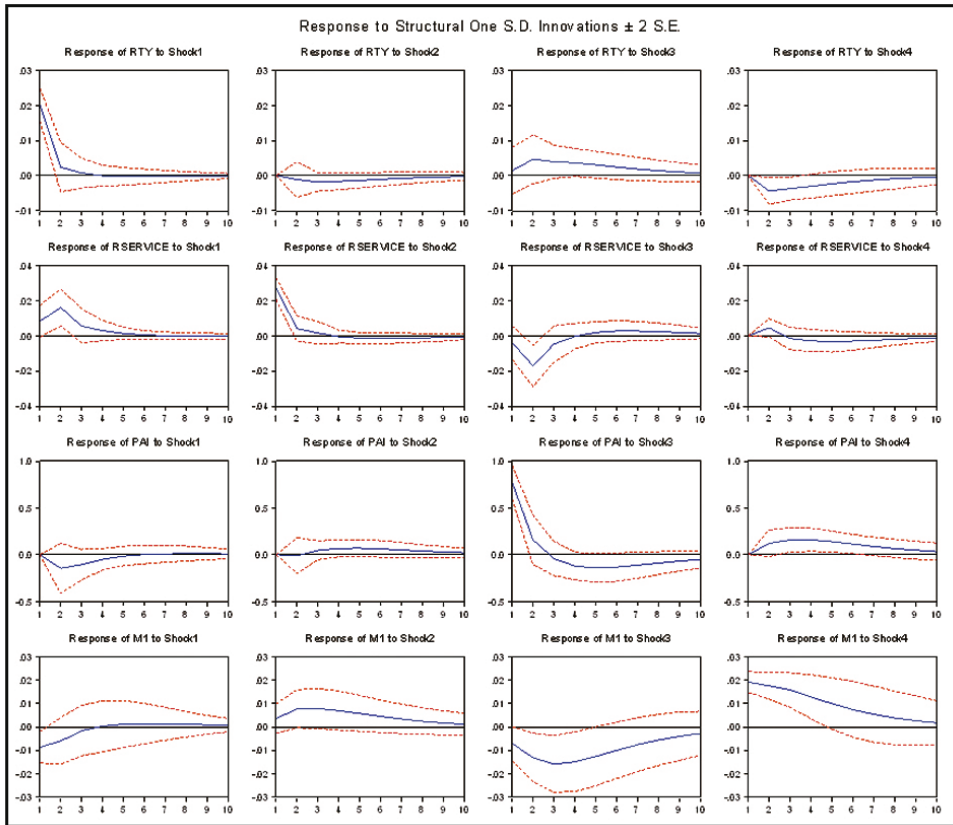


图 13 货币政策对农村居民服务消费支出的影响

注：shock1、shock2、shock3 和 shock4 分别是在 y、c、pai 和 m 上的新息冲击虚线表示 5% 的置信区间，实线表示脉冲反应函数