

# 中国货币政策的分配效应研究<sup>\*</sup>

◎ 傅 勇 孙国良

**摘要：**货币政策并非分配意义上的中性，其分配效应取决于经济中的所有权结构、收益率分布、市场摩擦、转轨因素等异质性和专用性条件。本文研究表明，扩张性货币政策增加掌握生产性资本和土地剩余价值群体的收入，减少依赖于工资、固定利息群体的收入，从而扩大收入差距；抬升资产价格、减少债务负担，减少以银行储蓄为主群体的实际财富；在中国金融基础设施发展不完善、股票市场不成熟、债务融资为主、城镇化率较低、房地产市场发展不均衡以及劳动力流动程度依然较低的情况下，扩张性货币冲击往往有利于经济发展较好的地区。

**关键词：**货币政策 收入分配 财富分配 经济转轨

## 一、引言

一般认为，促进收入公平不是货币政策目标<sup>①</sup>，货币政策无需予以关注。货币政策主要是调节总量的工具，即便对收入分配有副作用，也不应或无法靠自身解决。部分观点认为，在一个较长时期货币政策会经过扩张—收缩的

作者傅勇系中国金融40人·青年论坛研究员，孙国良系中国人民大学经济学博士。

\* 本文为中国金融40人·青年论坛课题的研究成果，课题经中国金融四十人论坛组织专家进行讨论和评审。

① 各国央行货币政策最主要的目标是维护物价稳定，同时部分央行也将促进经济增长、充分就业、国际收支平衡等作为最终目标。

多轮调整，其对收入分配不同方向的影响会被抵消（Bullard, 2014）。也有人担心，如中央银行讨论收入分配，会招致争议。出于这些考虑，传统上较少讨论货币政策对分配的影响。<sup>①</sup>

本轮国际金融危机爆发后，货币政策的分配效应受到广泛关注（Domanski 等, 2016）。多数研究发现，全球主要央行将政策利率长期维持零附近并大幅扩张资产负债表，推升资产价格，对收入分配产生显著影响（Adam 和 Tzamourani, 2016; Beraja 等, 2017; Coibion 等, 2012; Prasad, 2014），Acemoglu 和 Johnson（2012）公开质疑美联储被华尔街俘获。一些学者重新关注经济学的经典命题：收入和财富分化会加大经济失衡，减少有效需求，损害经济金融韧性和稳定性（Ostry 等, 2014; Rajan, 2011）。这意味着货币政策要实现自身最终目标也应关注收入分配。近年收入分配问题越发受到关注（Atkinson, 2015; Piketty, 2014），货币政策作为公共政策，在实现政策目标的过程中，应更多关注包容性发展，尽可能避免激化贫富差距。在此背景下，国际货币基金组织（IMF）和多位中央银行高管罕见聚焦分配问题（Lagarde, 2012; Mersch, 2014; Yellen, 2014）。

实际上，只要收入和财富构成存在异质性且相互之间难以随时随地无成本转换，货币政策必然产生分配效应。归纳来看，货币扩张通过至少五个渠道扩大分配差距。一是资产组合渠道。现金、存款等资产无收益或收益率相对固定，其购买力更容易受损，而房产、黄金、股票、债券等资产的收益率随货币扩张变化，有更强抗通胀功能，持有不同资产的人群会受到不同影响。通常而言，低收入人群持有现金、存款的比例较高，高收入人群持有其他资产的比例较高，因此扩张性货币政策会因资产组合不同而加大收入差距（Erosa 和 Ventura, 2002）。资产组合渠道还涉及存量财富的再分配，货币扩张时，资产价格特别是房价往往上升幅度更大，因高收入者持有更多这类资产，从而拉大财富差距。在极端的恶性通货膨胀情况下，低收入人群的储蓄会急

---

<sup>①</sup> 收入分配领域的研究也较少涉及货币政策。较多观点认为，长期看收入分配主要由实际变量如技术创新、资本回报率变化、教育、全球化等决定，货币因素对这些实际变量影响较小。

剧缩水（Beraja 等, 2017; Doepke 和 Schneider, 2006; Saiz, 2010）。

二是收入渠道。因工资粘性等因素，扩张性货币政策令工资或固定收入的实际购买力缩水，而获取资本、土地剩余价值群体的收入水平会随着通货膨胀或资产回报率变动，所受影响较小。特别是，通货膨胀导致真实工资水平下降，利润占有者会因此获益。

三是金融参与渠道。通货膨胀会减少债务负担，使有能力增加负债的人群获益。同样，扩张性货币政策通常首先传导至金融市场，带来金融产品价格上升机会，更多参与金融市场人群的收入水平将更快提升（Erosa 和 Ventura, 2002）。

四是资本积累渠道。货币扩张会加快全社会的资本积累，并强化代际差异，从而加大全社会分配差距。Piketty（2014）认为资本主义制度下资本回报率长期高于经济增速，财富代际继承下的贫富差距会不断扩大。

五是金融救助渠道。非常规宽松货币政策购买某些金融资产时，相关企业得以用更低的利率融资。在救助个别金融机构时，中央银行的定向支持带有明显的财政政策性质。总体而言，非常规货币政策下，中央银行资产方扩张的直接受益者是部分机构或人群，而负债方的扩张或资产方出现的损失则由公众承担，蕴含着收入分配效应（Prasad, 2014）。

同时，扩张性货币政策通过两个渠道也有可能降低收入差距。一是低利率会损害储蓄者（减少其利息收入）、有利于借贷者；由于净储蓄者可能更富有，因而会降低收入差距。二是扩张性货币政策有助于促进就业，而就业是低收入人群的大部分收入来源，因而有助于降低收入差距。例如，Luetticke (2015) 认为，扩张性货币政策会增加劳动力收入，减少不平等。Coibion 等 (2012) 发现，紧缩性货币政策会系统性增加劳动收入、总收入、消费和总支出不平等。

本文拓展经典的抵押品约束模型，分析中国转轨体制下货币政策的收入和财富分配效应，尝试运用 GVAR (Global Vector Autoregression) 模型度量货币冲击，利用大型微观调查数据中国综合社会调查 (CGSS)、中国家庭追踪调查 (CFPS) 和中国家庭金融调查 (CHFS) 构造收入和财富基尼系数面板数

据开展实证研究。研究发现：货币扩张显著扩大了中国收入和财富分配差距，对城乡差距和地区差距影响尤为显著。特别是，货币扩张有利于更有能力参与房地产市场、金融市场的人群，进而加大不同地域和群体间的总体收入、工资收入和财富差距。

## 二、货币政策影响收入分配基本机理和传导机制

本节通过拓展 Iacoviello (2005)、Gerali 等 (2010)、Andrés 等 (2013)、Gambacorta 和 Signoretti (2014) 等的分析，构造一个关于货币政策收入和财富分配效应的模型，分析货币政策影响收入分配的基本机理和传导机制。假定家庭的效用函数为  $U_t(C_t, N_t)$ ，生产函数为  $F_t(K_{t-1}, N_t)$ ，其中  $C_t$ 、 $N_t$ 、 $K_{t-1}$  分别为  $t$  期消费、 $t$  期劳动力和  $t-1$  期资本。在代表性家庭情况下，最优条件包括消费与劳动之间的替代关系  $(\partial U_t / \partial N_t) / (\partial U_t / \partial C_t) = -(\partial F_t / \partial N_t)$ ，与消费和投资之间的跨期替代关系  $(\partial U_t / \partial C_t) / (\partial U_{t+1} / \partial C_{t+1}) = (\partial F_{t+1} / \partial K_t + (1 - \delta))$ <sup>①</sup>。显然，代表性家庭的优化条件中并不存在分配问题，因为资本投入所得回报  $\partial F_{t+1} / \partial K_t + (1 - \delta)$  依然归属代表性家庭所有。从这个角度出发，分配问题产生的根本原因在于资本与劳动力及其相应回报的分离。

在市场经济条件下，企业购买资产、雇用劳动力进行生产，一阶条件为  $\partial F / \partial K_{t-1} = r_{t-1}$ ， $\partial F / \partial N_t = w_t = (\partial U_t / \partial N_t) / (\partial U_t / \partial C_t)$ ，其中  $r_{t-1}$  和  $w_t$  分别为资产和劳动力的真实价格。完全竞争条件下企业没有利润，因此  $K_{t-1} r_{t-1} / F_t + L_t W_t / F_t = 1$ 。若生产函数  $F_t$  为 Cobb-Douglas 函数，则  $K_{t-1} r_{t-1} / F_t$  和  $L_t W_t / F_t$  恰好分别为产出对资本和劳动力的价格弹性  $\alpha$  和  $1 - \alpha$ ，不受资本、劳动力及其相应价格的影响。但显然，资产价格  $r_{t-1}$  和劳动力价格  $W_t$  的变化取决于金融市场和劳动力市场的资源配置效率。相对而言，金融市场要比劳动力的资源配置效率高。在存在劳动

① 假定代表性家庭的效用函数为  $\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_i(C_i, L_i)$ ，面临的约束条件为  $F_t(K_{t-1}, L_t) = C_t + [(K_t - (1 - \delta)K_{t-1})]$ ，其中  $U_t(C_t, L_t)$ 、 $F_t(K_{t-1}, L_t)$  为生产函数， $C_t$ 、 $L_t$ 、 $K_t$  分别为  $t$  期的消费、劳动和资本。对  $C_t$ 、 $L_t$ 、 $K_t$  求一阶条件，则有一阶条件  $(\partial U_t / \partial L_t) / (\partial U_t / \partial C_t) = -(\partial F_t / \partial L_t)$ ，及  $(\partial U_t / \partial C_t) / (\partial U_{t+1} / \partial C_{t+1}) = (\partial F_{t+1} / \partial K_t + (1 - \delta))$ 。

力市场摩擦时，工资水平并不能够及时调整，因而导致劳动力要求的实际工资与消费、劳动力替代弹性决定的工资水平之间存在一个加成  $m_i > 0$ ，即  $\partial F_i / \partial L_i = (1+m_i)w_i$ 。给定  $w_i$  和价格加成  $m_i$ ，企业此时实际雇用的劳动力  $L_i$  要小于完全竞争时的最优水平  $N_i^*$ 。此时，垄断竞争条件下总产出的分割变为  $K_{t-1} r_{t-1} / F_t + L_i w_i / F_t = 1$ ，其中  $(1+m_i)N_i w_i / F_t = (1-\alpha)$ 。这意味着，劳动力市场的摩擦将导致处于就业市场的工资水平更高，而失业人群  $N_i^* - N_i$  则不会得到任何工资。

从货币政策角度看，假设真实工资水平  $w_i = W_i / P_i$ ，则  $\partial F_i / \partial N_i = (1+m_i) W_i / P_i$ 。此时，若经济中同时存在价格粘性，即  $\theta$  比例的企业选择  $t-1$  期价格水平  $P_{t-1}$  为  $t$  期价格水平，而  $1-\theta$  比例的企业进行重新定价，选择  $P_i^*$  为  $t$  期商品价格水平，则本期一般价格水平为  $P_t = \theta P_{t-1} + (1-\theta)P_i^*$ 。此时，对于保持价格不变的  $\theta$  比例的企业，其优化条件为  $(\partial F_i / \partial N_i)(P_{t-1} / P_i) = (1+m_i)w_i$ ，设该一阶条件决定的劳动力需求为  $L_i^{con}$ ；对于选择重新定价的  $1-\theta$  比例的企业，其优化条件为  $(\partial F_i / \partial N_i)(P_i^* / P_i) = (1+m_i)w_i$ ，设该一阶条件决定的劳动力需求为  $L_i^{reset}$ 。相应地，产出中归属于劳动力的部分可以进一步分割为  $\theta(1+m_i)w_i N_i^{con} / F_t + (1-\theta)(1+m_i)w_i N_i^{reset} / F_t = \theta(1-\alpha)P_{t-1} / P_t + (1-\theta)(1-\alpha)P_i^* / P_t$ 。当经济处于稳态时， $P_{t-1} = P_t = P_i^*$ ，则保持价格不变的企业与重新调整价格的企业中，每单位劳动力的所得相等。在扩张性货币政策下，重新定价的企业将采用更高的价格，即  $P_i^* > P_t > P_{t-1}$ ，此时， $N_i^{con} < N_i^{reset}$ ，即保持价格不变的厂商将雇用更少的劳动力，以弥补其产品真实价格下降带来的边际劳动成本过高问题。此时，扩张性货币政策将有利于从事价格灵活变动商品生产的劳动力，而不利于从事价格灵活变动商品生产的劳动力。

综上所述，即使在 Cobb-Douglas 函数的条件下，由于劳动力市场的实际摩擦与商品市场的名义摩擦，资本拥有者以及不同的劳动力人群之间依然存在很强的分配效应，产出的分割如式(1)所示。

从货币政策的资本积累渠道看， $\alpha$  代表了资本要素从社会总产出中分得的比重，但  $\alpha$  为常数的假定掩盖了两个事实。一方面， $\alpha$  为常数并不代表所有资本在社会中平均分配。长期的扩张性货币政策导致资本快速积累并迅速集中在少数人群中。资本的集中化意味着少数拥有大量生产性资本的人群将获得大部分生产所得，而绝大多数劳动力将分享剩余  $1-\alpha$  的总产出。另一方面，

长期扩张性货币政策下将加速社会生产的资本化与金融化，从而劳动力工资所得份额 $1-\alpha$ 将随着时间推进不断缩小。

$$\alpha + \theta(1-\alpha) \frac{P_{t-1}}{P_t} + (1-\theta)(1-\alpha) \frac{P_t^*}{P_t} = 1 \quad (1)$$

对应我国的转轨经济现实，我国货币政策的分配效应机制有以下几点。第一，我国长期的扩张性货币政策以及金融深化，加速了资本积累以及资本集中，更多的资本由更少的人群掌握，从而加剧了货币政策的分配效应。第二，劳动力市场流动不畅，导致部分人群的议价能力过高，劳动力市场的真工实水平总体高于最优水平，因而存在结构性失业。扩张性货币政策将有利于已经就业的人群，而不利于失业人群。第三，商品市场的价格扭曲将加剧货币政策的分配效应。转轨经济时期持续性货币扩张条件下，价格不能即时调整的行业会减少劳动需求而导致相应行业存在进一步的结构性失业，扩张性货币政策越严重，相应结构性失业问题就越大。值得注意的是，这种结构性失业在紧缩性货币政策时期依然存在，只是作用于不同人群。依据基准模型可以对货币政策的资本积累渠道和收入渠道进行分析，而相应资产配置渠道依赖于模型的可进一步细化。

### 三、变量度量、数据来源和模型选择

#### (一) 基尼系数的分解

本文采用家庭收入和财富调查数据计算基尼系数来衡量财富收入差距。目前中国的家庭收入和财富调查数据主要包括中国综合社会调查（CGSS）、中国家庭追踪调查（CFPS）、中国家庭金融调查（CHFS）和中国住户收入调查（CHIP）等。CGSS始于2003年，涵盖不包括中国台湾、香港、澳门的31个省（自治区、直辖市），目前2003年至2013年（不包括2004年、2007年、2009年）数据已公开；CFPS正式始于2010年，至少涵盖除中国台湾、香港、澳门以及新疆、西藏、青海、内蒙古、宁夏和海南的25个省（自治区、直辖市），目前已公布2010年至2014年（不包括2013年）数据；CHFS目前共有2011年、

2013年和2015年三年的数据，涵盖除中国台湾、香港、澳门以及新疆、西藏、福建、内蒙古、宁夏和海南的25个省（自治区、直辖市）；CHIP分别收集了1988年、1995年、2002年、2007年和2013年的家庭收支信息，仅涵盖安徽等15个省市。从分省样本覆盖率考虑，本文选取CGSS、CFPS和CHFS三个调查数据计算收入和财富差距，并比对相应回归结果，增强稳健性。

由于多种市场摩擦和制度性壁垒影响家庭在不同收入来源和资产构成间有效配置资源的能力，这种能力差距会导致收入和财富分配结果上的差距，货币政策会加剧这种由能力不平等到结果不平等的效果，并成为影响收入和财富差距的重要因素。鉴于此，本文对每个省（自治区、直辖市）分别计算相应年份四种类型的收入和财富差距：一是省（自治区、直辖市）内整体收入和财富差距；二是省（自治区、直辖市）城市和农村内部的收入和财富差距；三是省（自治区、直辖市）城乡间收入和财富差距；四是省（自治区、直辖市）间收入和财富差距。

以基尼系数度量收入和财富差距，可将这四类收入财富差距分为组内差距和组间差距。其中省（自治区、直辖市）的整体收入差距、城乡内部收入财富差距为组内差距，可以依据Sen（1973）的公式计算<sup>①</sup>；省（自治区、直辖市）城乡间、省（自治区、直辖市）间的收入财富差距为组间差距，但基尼系数的组间分解问题一直没有得到很好的解决。本文参考程永宏（2006, 2008）提供的二亚组和多亚组的基尼系数分解方式，估计基尼系数的组间差距。以省（自治区、直辖市）城乡间的二亚组为例，基尼系数的分解方式如式（2）所示。其中， $G_j$ 、 $G_{j,c}$ 、 $G_{j,u}$ 为 $j$ 省（自治区、直辖市）的整体、农村和城市基尼系数， $G_{j,uc}$ 为衡量城乡组内收入财富差距的基尼系数<sup>②</sup>； $W_{j,c}$ 、 $W_{j,u}$ 、 $P_{j,c}$ 和 $P_{j,u}$ 分别为农村收入财富、城镇收入财富、农村人口和城镇人口； $w_{j,c}$ 、 $w_{j,u}$ 、 $p_{j,c}$ 和 $p_{j,u}$ 分别为农

①  $Gini = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|}{2n \sum_{i=1}^n y_i} = 1 + \frac{1}{n} - \frac{2}{n \sum_{i=1}^n y_i} (y_1 + 2y_2 + \dots + ny_n)$ , 其中 $y_1 \geq y_2 \geq \dots \geq y_n$ ,  $y_i$ 为家庭加总或分项的收入或财富。

②  $G_{j,uc} = \frac{p_{j,c} p_{j,u}}{\mu_j} \int_0^{v_j} (F_{j,u} - F_{j,c})^2 dv$ ,  $v_j$ 为 $j$ 省（自治区、直辖市）收入最高值,  $F_{j,u}$ 和 $F_{j,c}$ 分别为城市和农村收入的分布函数,  $\mu_j$ 为平均收入或财富。

村收入财富份额、城镇收入财富份额、农村人口份额和城镇人口份额。程永宏（2006）证明了 $G_j$ 可以完全分解为 $G_{j,c}$ 、 $G_{j,u}$ 和 $G_{j,i}$ ，这也为计算 $G_{j,u}$ 提供了一个相对简便的方式，即分别计算 $G_j$ 、 $G_{j,c}$ 和 $G_{j,u}$ 后，利用 $w_{j,c}$ 、 $w_{j,u}$ 、 $p_{j,c}$ 和 $p_{j,u}$ 并反推出 $G_{j,u}$ 。

$$G_j = w_{j,c}G_{j,c} + w_{j,u}G_{j,u} + G_{j,i} \quad (2)$$

程永宏（2006）多亚元基尼系数分解公式可以等价地表示为式（3），当K=2时式（3）与式（2）形式相同。其中 $G_j$ 、 $w_j$ 、 $P_j$ 分别表示省（自治区、直辖市） $j$ 的基尼系数、收入财富和人口份额。相较于程永宏（2006），式（3）将不同省（自治区、直辖市） $i$ 和 $j$ 置于更加对称的位置，式（3）可以改写为式（4）<sup>①</sup>，且两省（自治区、直辖市）间收入或财富差距 $G_{j,i}$ 与前文省（自治区、直辖市） $j$ 内城乡收入或财富差距 $G_{j,uc}$ 在形式上相同。本文参考艾小青（2015）以频率近似 $F_j$ ，并计算 $G_{j,*}$ ，作为各省（自治区、直辖市）间收入和财富差距的度量。

$$G = \sum_{j=1}^K W_j G_j + \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^K \frac{p_j p_i}{2\mu} \int_0^v (F_j - F_i)^2 dv \quad (3)$$

$$G = \sum_{j=1}^K W_j G_j + \sum_{j=1}^K \sum_{i=1}^K p_{ij} w_{ij} G_{j,i} = \sum_{j=1}^K W_j G_j + \sum_{j=1}^K G_{j,*} \quad (4)$$

## （二）计量模型

本文计量模型基本沿用Coibion等（2012）的研究并根据数据结构作出相应调整。基本计量模型如式（5）所示。其中， $\tau$ 取值为省（自治区、直辖市）收入或财富总体差距、城市内部差距、农村内部差距、城乡间差距和省（自治区、直辖市）间差距共10种不同类型。被解释变量 $g_{\tau,j,t}$ 为年份 $t$ 省（自治区、直辖市） $j$ 收入财富差距，由基尼系数、对数方差或对数分位差衡量；解释变量 $m_{\tau,j,t}$ 为年份 $t$ 省（自治区、直辖市） $j$ 货币冲击，由GVAR模型（5）式的残差估计值 $\hat{u}_{j,t}$ 衡量； $u_{\tau,j}$ 为省（自治区、直辖市） $j$ 不可观察的个体效应变量； $\varepsilon_{\tau,j,t}$ 为

① 定义 $G_{j,i} = \sum_{i=1}^K \frac{P_j P_i}{2(P_j P_i)^2} \left( \frac{W_j + W_i}{P_j + P_i} \right)^{-1} \int_0^v (F_j - F_i)^2 dv$ 、 $p_{ij} = \frac{P_j + P_i}{P}$ 、 $w_{ij} = \frac{W_j + W_i}{W}$ 为省（自治区、直辖市） $j$ 、 $i$ 之间的收入财富差距、两省（自治区、直辖市）人口之和占总人口 $P$ 比重、两省（自治区、直辖市）收入或财富之和占总收入或财富比重。

估计残差。与 Coibion 等 (2012) 的研究相比, 式 (5) 做了两方面调整: 一是将货币政策冲击在省际间进行分解, 将时间序列模型拓展为面板数据模型; 二是由于时间序列上观测值较少, 没有包含被解释变量  $g_{\tau,i,t}$  的滞后项。

$$g_{\tau,j,t} = \alpha_{\tau,0} + u_{\tau,j} + \varphi_{\tau,0} t + \sum_{k=0}^1 \beta_{\tau,k} m_{\tau,j,t-k} + \varepsilon_{\tau,j,t} \quad (5)$$

个体效应变量  $u_{\tau,j}$  存在三种可能形式: 一是该个体效应变量在截面上不变, 即  $u_{\tau,j}=0$ , 此时式 (5) 为混合最小二乘回归 (Pooled OLS); 二是该个体效应在截面上发生变化, 但与被解释变量相关, 此时式 (5) 为固定效应模型; 三是该个体效应在截面上发生变化, 但与被解释变量无关, 此时式 (5) 为随机效应模型。在模型估计中, 本文首先利用 F 统计量检验原假设  $u_{\tau,j}=0$ , 若该假设不能被拒绝, 则在该假设下采用混合最小二乘回归估计式 (5); 若该假设被拒绝, 则采用 Durbin-Wu-Hausman 检验判定采用随机效应模型还是固定效应模型, 并进行相应估计。

以式 (5) 为基础, 本文加入相关控制变量进行进一步检验。具体而言, 依据不同调查数据和收入财富差距度量方式, 对式 (6) 进行估计。其中,  $X_{\tau,j,t}$  为年份  $t$  省 (自治区、直辖市)  $j$  控制变量, 包括通货膨胀率、GDP 增速、国际化程度、技术进步、城市化率、劳动力流动程度、金融发展程度、股票交易量、房地产价格指数、间接融资占比等; 其他变量与式 (5) 中含义相同。控制变量数据全部源自 Wind 数据库, 其中国际化程度用各省 (自治区、直辖市) 进出口总额占全国比重衡量; 技术进步用各省 (自治区、直辖市) 三种专利合计累计受理占全国比重衡量; 城市化率用各省 (自治区、直辖市) 城镇人口比重衡量; 劳动力流动程度用各省 (自治区、直辖市) 常住人口占户籍人口比重衡量; 金融发展程度用各省 (自治区、直辖市) 金融机构网点数占全国比重衡量; 股票交易量用各省 (自治区、直辖市) 在上海证券交易所交易金额占全国比重衡量; 房地产价格指数用各省 (自治区、直辖市) 商品房平均销售价格年度增速衡量; 间接融资占比用各省 (自治区、直辖市) 非金融机构部门贷款比例衡量。

$$g_{j,t} = \alpha_0 + u_j + \varphi_0 t + \sum_{k=0}^1 \beta_k m_{j,t-k} + \sum_{k=0}^1 \gamma_k X_{j,t-k} + \varepsilon_{j,t} \quad (6)$$

以式(7)为基础,货币政策可能在一定情况下分配效应更加显著。式(7)中交叉项系数 $\eta_{\tau,k}$ 用于衡量货币政策是否会通过中国特殊体制性的异质性和专用性等制度性因素放大分配效应。具体而言,若 $\eta_{\tau,k}=0$ ,则货币政策分配效应在中国异质性或专用性增强时不会强化分配效应。

$$g_{j,t} = \alpha_0 + u_j + \varphi_0 t + \sum_{k=0}^1 \theta_k s_{j,t-k} + \sum_{k=0}^1 \eta_k s_{j,t-k} m_{j,t-k} + \sum_{k=0}^1 \beta_k m_{j,t-k} + \sum_{k=0}^1 \gamma_k X_{j,t-k} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

#### 四、货币政策冲击的面板数据估计及分析

表1给出了货币政策对各省(自治区、直辖市)总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。在模型选择方面,以CFPS计算的各省(自治区、直辖市)总体收入基尼系数为例,在对混合OLS模型、固定效应模型和随机效应模型估计结果进行比较后,发现含有货币冲击一阶滞后的三种模型在整体上都不显著。因此采用混合OLS模型。采用CGSS和CHFS数据回归,以及下文的模型选择过程类似,不再赘述。

表1 货币政策对各省(自治区、直辖市)内总体收入、工资收入和财富分配差距的影响

调查数据	总体收入			工资收入			财富	
	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
	固定	混合	混合	固定	随机	混合	固定	混合
$\alpha_0$	2.2070***	0.4954***	0.5422	-10.6108***	0.4998***	0.4796***	-5.9892***	0.5757***
t	-0.0113***	-0.0001	0.0001	0.0743***	-0.0001*		0.0436***	
$m_{j,t}$	0.0174**	0.0072*	0.0109	0.0463**	0.0076**	0.0151**	0.0065	0.0326**
$m_{j,t-1}$			0.0202				0.0157**	0.0193
F <sup>+</sup>	4.57	2.51	0.80	19.08	8.70	4.75	14.46	3.01
P>F	0.0135	0.0864	0.5105	0.0000	0.0129	0.0403	0.0000	0.0710

注:1.混合、固定和随机分别表示根据前文所述检验步骤,相应模型选择结果为混合模型、固定效应模型和随机效应模型。

2.若 $m_{j,t-1}$ 不显著且影响 $m_{j,t}$ 的显著程度,则对其进行剔除。

3.\*\*\*、\*\*、\*分别表示相应系数在1%、5%、10%水平上显著。

4.F<sup>+</sup>:对于随机效应模型,相应统计量为Wald  $\chi^2$ 统计量的估计值和相应P值,用于检验模型整体参数的显著程度。

从表1估计结果看，扩张性货币政策会显著增大各省（自治区、直辖市）总体收入、工资收入和财富分配差距。其中，仅以CHFS计算的各省（自治区、直辖市）总体收入基尼系数不显著。此外，总体收入差距随时间呈现下降趋势，而工资收入差距和财富差距随时间呈现上升趋势。

表2 货币政策对各省（自治区、直辖市）内城市内总体收入、工资收入和财富分配差距的影响

调查数据	总体收入			工资收入			财富	
	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
	固定	混合	混合	固定	随机	混合	混合	混合
$\alpha_0$	1.4319	0.4772***	0.5234	-9.7523***	0.4879***	0.4519	0.5854***	0.5750***
t	-0.0066	-0.0002***		0.0681***	-0.0002***		-0.0003***	
$m_{t,t}$	0.0220*	0.0090*	0.0315*	0.0402*	0.0102**	0.0157	0.0014	0.0243**
$m_{t,t-1}$		0.0049			0.0080*	0.0406		
F <sup>+</sup>	2.44	4.23	3.00	12.96		1.10	4.91	4.87
P>F	0.0944	0.0075	0.0971	0.0000		0.3522	0.0857	0.0380

注：同表1。

从表2估计结果看，扩张性货币政策会显著增大各省（自治区、直辖市）城市居民内部总体收入、工资收入和财富分配差距。其中，仅以CHFS数据估计的各省（自治区、直辖市）城市居民内部总体收入基尼系数和CFPS数据估计的财富基尼系数不受扩张性货币冲击显著影响。此外，城市居民内部总体收入和财富差距随时间呈现下降趋势，而工资收入差距时间趋势依据不同数据来源结果不一致。

表3 货币政策对各省（自治区、直辖市）内农村总体收入、工资收入和财富分配差距的影响

调查数据	总体收入			工资收入			财富	
	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
	混合	混合	混合	混合	随机	混合	固定	混合
$\alpha_0$	0.5216***	-7.0980***	0.4805	0.5788**	-0.6624	0.4341***	-8.1427***	0.6115***
t		0.0493***		-0.000	0.0072		0.0561***	
$m_{t,t}$	-0.0083*	-0.0327*	0.0291	-0.0142	0.0069	0.0385**	-0.0014	0.0517***
$m_{t,t-1}$			-0.0188	-0.07082***			0.0142	0.0468**
F <sup>+</sup>	2.76	18.56	1.07	2.64	3.49	4.28	12.97	5.31
P>F	0.1003	0.0000	0.3622	0.0548	0.0358	0.0504	0.0000	0.0136

注：同表1。

从表 3 估计结果看，扩张性货币政策会显著减小各省（自治区、直辖市）农村居民内部总体收入分配差距，显著增大财富分配差距，对工资收入差距的影响虽然显著但依据不同数据来源所得结果不一致。此外，农村居民内部总体收入和财富差距随时间呈现上升趋势，而工资收入差距时间趋势性变化不显著。

表4 货币政策对各省（自治区、直辖市）内城乡间总体收入、工资收入和财富分配差距的影响

调查数据	总体收入			工资收入			财富	
	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
	随机	混合	混合	随机	随机	混合	固定	混合
$\alpha_0$	0.0399***	-0.3498***	0.0200***	0.0476***	0.0134***	0.0283***	0.3343	0.0024***
t	0.0000	0.0024***		-0.0001	0.0000*		-0.0019	
$m_{t,i}$	-0.0056**	-0.0007	0.0040*	-0.0111***	0.0024	0.0112*	-0.0012	0.0005
$m_{t-1}$		-0.0008		-0.0046				0.0003
F <sup>+</sup>	5.25	2.90	3.02	8.40	2.51	4.04	1.27	0.61
P>F	0.0725	0.0409	0.0963	0.0385	0.0869	0.0581	0.2869	0.5542

注：同表 1。

从表 4 估计结果看，扩张性货币政策对各省（自治区、直辖市）城市居民和农村居民之间总体收入和工资收入差距影响虽然显著但依据不同数据来源所得结果不一致，对财富差距无显著影响。此外，城市居民和农村居民之间总体收入差距和工资收入差距随时间呈现上升趋势，而财富差距时间趋势性变化不显著。

表5 货币政策对各省（自治区、直辖市）间总体收入、工资收入和财富分配差距的影响

调查数据	总体收入			工资收入			财富	
	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CFPS	CHFS
	随机	混合	混合	随机	固定	混合	固定	混合
$\alpha_0$	-0.0360***	-0.3238***	0.0007***	0.0004	0.0418***	0.0007***	0.1848***	0.0024
t	0.0002***	0.0022***		0.0000	-0.0003***		-0.0012***	
$m_{t,i}$	-0.0002*	0.0001	0.0001	0.0001	-0.0001	0.0002**	0.0001	0.0005
$m_{t-1}$				0.0000		0.0001	0.0008**	0.0003
F <sup>+</sup>	12.31	7.17	2.13	0.30	4.96	1.66	6.21	0.61
P>F	0.0000	0.0014	0.158	0.8268	0.0095	0.2138	0.0008	0.5542

注：同表 1。

从表 5 估计结果看，扩张性货币政策显著减少了各省（自治区、直辖市）之间总体收入差距，但显著增加了工资收入和财富差距。此外，各省（自治区、直辖市）之间总体收入差距呈现显著上升趋势，而工资收入和财富差距随时间呈现显著下降趋势。

表 6 对式（5）的估计结果进行了总结，从该表可以发现两个明显特征。从纵向维度看，省（自治区、直辖市）总体和城市居民内部在扩张性货币冲击下贫富差距加大；而农村内部总体收入差距在扩张性货币政策冲击下缩小。从横向维度看，扩张性货币冲击加大了几乎所有群体的财富差距，加大了较大群体内的总体收入和工资收入差距，减小了较小群体内的总体收入和工资收入差距。货币政策对不同群体的差异性影响与各个群体收入和财富构成的异质性有关，例如，省（自治区、直辖市）之间总体收入构成可能较为类似，因此受货币政策影响并不显著。

表6 货币冲击对收入、财富差距的影响

	总体收入	工资收入	财富
省（自治区、直辖市）总体	++0	+++	++
省（自治区、直辖市）内城市	+++	++0	+0
省（自治区、直辖市）内农村	--0	-0+	0+
省（自治区、直辖市）城乡间	-0+	-0+	00
省（自治区、直辖市）之间	-00	000	+0

注：+、-、0 分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照 CGSS、CFPS、CHFS 排列；财富列中按照 CFPS、CHFS 顺序排列。

依据式（6）在控制经济增长  $y_{j,t}$ 、通货膨胀  $\pi_{j,t}$ 、全球化  $g_{j,t}$ 、技术进步  $tec_{j,t}$ 、城市化率  $ur_{j,t}$ 、人口流动  $uc_{j,t}$ 、金融发展  $faci_{j,t}$ 、股票交易  $stk_{j,t}$ 、房地产价格  $hpr_{j,t}$ 、间接融资占比  $bnl_{j,t}$  等多种因素后，估计货币冲击对各省（自治区、直辖市）总体收入、工资收入和财富分配差距的影响。分别估计固定效应模型、随机效应模型和混合 OLS 模型，并依据相应统计量确定最终模型。由于式（6）解释变量较多，本小节对  $m_{j,t}$  和  $m_{j,t-1}$  不再选择，而是统一全部作为被解释变量。对于不显著的控制变量，为了便于结果比较，不再一一剔除。显然，由于冗余变量的原因，相关解释变量的显著性可能会下降。

在模型选择方面，对于各估计结果采取如下步骤进行判断。第一，观察固定效应检验统计量  $F_{ut,i=0}$  和随机效应检验统计  $\chi^2_{\sigma_{ut,i=0}}$ 。若  $\chi^2_{\sigma_{ut,i=0}}$  显著不为 0，则观察 Hausman 检验统计量  $\chi^2_{b=B}$ 。若  $\chi^2_{b=B}$  显著不为 0，则随机效应模型系数与固定效应模型系数有系统性差别，有可能导致估计不一致问题，不宜采用随机效应模型进行估计；否则，采用随机效应模型进行估计。第二，若  $\chi^2_{\sigma_{ut,i=0}}$  不显著而  $F_{ut,i=0}$  显著不为 0，且固定效应模型整体显著，则采用固定效应模型进行估计。第三，若  $F_{ut,i=0}$  和  $\chi^2_{\sigma_{ut,i=0}}$  都不显著，则说明不存在固定效应和随机效应，采用混合 OLS 模型进行估计。表 7 至表 11 模型选择都采取以上过程，下面不再一一进行说明。

表 7 显示，扩张性货币冲击  $m_{j,t}$  会显著增加各省（自治区、直辖市）内工资收入差距和财富差距，而滞后一期的扩张性货币冲击  $m_{j,t-1}$  可以显著减小各省（自治区、直辖市）内总体收入差距。通货膨胀上升会显著减少总体收入、工资收入和财富差距。这些发现印证了扩张性货币政策会通过抬升资产价格、减少债务负担、减少以银行储蓄为主的相对贫困群体的实际财富，从而扩大财富差距。

表 7 控制其他因素后货币政策在各省（自治区、直辖市）内的分配效应

数据来源	总体收入			工资收入			财富	
	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS
混合			固定	混合	混合	固定	混合	混合
$\alpha_0$	0.53821***	0.7691**	-0.4801	0.5912***	0.8921***	-17.3568***	0.9575***	0.3495
$t$	0.00007		0.0013	0.0000		0.1203***	0.0001	
$m_{j,t}$	0.00479	0.0087	-0.0003	0.0064*	0.0162*	0.0031	0.0153*	0.0244
$m_{j,t-1}$	-0.00035	0.0170	-0.0112**	-0.0032	0.0081	-0.0118	0.0101	0.0097
$y_{j,t}$	0.00146	0.0156*	0.0034	0.0018	0.0179**	-0.0032	-0.0294***	-0.0031
$\pi_{j,t}$	-0.00999*	0.0373	0.0004	-0.0082**	0.0254	-0.0353***	-0.0115	0.0222
$g_{j,t}$	0.69743*	-0.0840	1.9867	0.5337*	0.2201	4.2727	0.9148	0.3739
$tec_{j,t}$	-0.36839*	-0.7390*	-0.6384	-0.2588	-0.6674*	-1.3768	-0.5007	-0.5276
$ur_{j,t}$	-0.14700	-0.0455	-0.1238	-0.1781**	-0.4052**	-0.3896	-0.1640	-0.2322
$uc_{j,t}$	0.14206	-0.6266***	0.5812	0.1088	-0.6037***	0.0104	0.1180	0.1253
$faci_{j,t}$	-0.51468	2.5476***	-1.7497	-1.2839***	1.9948**	0.1664	-1.2853	1.7127
$stk_{j,t}$	0.07554	-0.0277	-0.2521	0.2633	0.2962	0.8737	-0.7489*	0.1053
$hpr_{j,t}$	-0.05717	0.0886	0.0328	0.0149	0.0743	0.0696	0.2998*	-0.0097
$bnl_{j,t}$	-0.12195**	-0.0444	0.3094**	-0.1040*	-0.0503	-0.0221	0.0395	0.0999

续表

	总体收入			工资收入			财富	
数据来源	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS
混合		固定		混合	混合	固定	混合	混合
$F^+$	2.29**	4.37**	1.66*	3.60***	4.30**	5.48***	5.32***	1.81
$F_{ui=0}$	1.14		1.66*	1.52		2.21***	1.43	
$\chi^2_{\sigma_{ut,i}=0}$	0.06		0.75	1.13		0.00	0.13	
$\chi^2_{b=B}$	4.95		9.66	7.03		40.00***	28.24***	

注：混合、固定和随机分别表示根据前文所述检验步骤，相应模型选择结果为混合模型、固定效应模型和随机效应模型。\*\*\*、\*\*、\*分别表示相应系数在1%、5%、10%水平上显著。 $F^+$ ：对于随机效应模型，相应统计量为Wald  $\chi^2$ 统计量的估计值和相应p值，用于检验模型整体参数的显著程度。 $F_{ui=0}$ 为检验固定效应的F统计量，原假设为 $u_{i,t}=0$ 即不存在固定效应。 $\chi^2_{\sigma_{ut,i}=0}$ 为检验随机效应的 $\chi^2$ 统计量，原价为 $\sigma_{ut,i}=0$ 即不可观测变量的方差为0。 $\chi^2_{b=B}$ 为检验随机效应模型和固定效应模型是否有显著差别的 $\chi^2$ 统计量， $b$ 和 $B$ 分别为固定和随机效应模型所估计系数，原假设为 $b=B$ 即随机效应和固定效应无系统性差别；若该原假设被拒绝，说明随机效应参数估计可能存在不一致(Inconsistency)问题，应采用固定效应模型。

表8 控制其他因素后货币政策在各省（自治区、直辖市）城市居民内的分配效应

	总体收入			工资收入			财富	
数据来源	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS
固定	混合	混合				固定	随机	混合
$\alpha_0$	0.7821***	1.1038	0.1980	0.7272***	0.7651	-17.7537***	1.1204***	0.5442
$t$	-0.0002*		0.0002*	-0.0002**		0.1260***	-0.0003	
$m_{j,t}$	0.0077	0.0411	0.0004	0.0094*	-0.0071	0.0154	0.0014	0.0195
$m_{j,t-1}$	0.0039	-0.0058	-0.0109*	0.0079	0.0037	-0.0092	-0.0030	-0.0259
$y_{j,t}$	0.0076**	0.0053	-0.0044	0.0043	0.0046	-0.0085	-0.0041	-0.0048
$\pi_{j,t}$	-0.0055	0.0978	0.0019	-0.0170***	0.0152	-0.0330***	-0.0250***	0.0344
$g_{j,t}$	0.0512	-1.6388	-0.2426	-0.0907	0.3146	4.5759	0.5731	0.7710
$tec_{j,t}$	0.1736	-0.3928	0.6677**	0.1828	-0.7514	-5.8421*	-0.0913	-0.5336
$ur_{j,t}$	-0.3067**	0.0941	-0.1056	-0.2452**	-0.0890	-1.1496	-0.4459*	-0.0737
$uc_{j,t}$	-0.1451	-1.4298**	0.1635	0.0121	-0.4272	0.1207	-0.2670	-0.4001
$faci_{j,t}$	-0.2804	5.2172**	-1.4423**	-1.0983*	2.0514	1.0082	-0.9595	1.5701
$sik_{j,t}$	0.3192	-0.7085	0.7590**	0.6456**	0.0101	-0.1875	-0.0996	-0.9322
$hpr_{j,t}$	-0.1148	0.3672	0.0518	0.0314	0.0787	0.1063	0.1007	0.2282
$bnl_{j,t}$	-0.0809	0.0581	0.1918**	-0.1349*	-0.0771	-0.0354	0.1358	0.2112
$F^+$	2.00**	3.03**	2.99***	3.40***	0.98	4.92***	24.39**	0.76
$F_{ui=0}$	0.91		0.76	0.66		2.11***	2.12**	
$\chi^2_{\sigma_{ut,i}=0}$	0.00		0.00	0.00		0.00	7.73***	
$\chi^2_{b=B}$	9.51		7.02	3.27		53.85	3.61	

注：同表7。

表8给出了货币冲击对各省（自治区、直辖市）内城市总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。可以发现，滞后一期的扩张性货币冲击 $m_{(j,t-1)}$ 可以显著减小城市总体收入差距，而当期扩张性货币冲击 $m_{(j,t)}$ 会显著增加城市工资收入差距，但对城市财富差距无显著影响。通货膨胀上升会显著减少城市工资收入和财富差距，对城市总体收入差距无显著影响。

表9 控制其他因素后货币政策在各省（自治区、直辖市）农村居民内的分配效应

数据来源	总体收入			工资收入			财富	
	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS
	混合	混合	混合	混合	混合	混合	固定	混合
$\alpha_0$	0.5226***	0.7076	0.6968***	0.4515**	1.0319**	0.5304	-11.9564*	0.4052
$t$	0.0001		0.0000	0.0001		-0.0001	0.0842*	
$m_{j,t}$	0.0005	0.0040	-0.0078	0.0058	0.0070	-0.0212*	0.0015	0.0412
$m_{j,t-1}$	-0.0057	-0.0024	-0.0091*	-0.0098**	-0.0119	-0.0261**	0.0097	0.0415
$y_{j,t}$	-0.0045	-0.0046	0.0040	-0.0035	-0.0057	0.0045	-0.0277*	-0.0274
$\pi_{j,t}$	-0.0148**	-0.0015	-0.0080**	-0.0087	-0.0512	-0.0174**	0.0368***	-0.0559
$g_{j,t}$	0.4346	-0.4345	0.2718	0.8535**	0.0379	-0.8315	5.6490	0.0345
$tec_{j,t}$	-0.2491	0.1356	-0.4285	-0.3645	0.0128	0.5991	5.1747*	-1.0903
$ur_{j,t}$	-0.2182*	-0.3922	-0.0638	-0.2245**	-0.4946*	0.2017	-3.0677	0.4881
$uc_{j,t}$	0.1659	-0.0094	-0.0200	0.0255	-0.0195	0.4785*	0.7153	0.6596
$faci_{j,t}$	-0.0479	1.1247	0.5669	-0.8638**	0.1706	-1.6926	-9.8891	2.4468
$stk_{j,t}$	0.1815	1.2378	-0.2197	-0.3222	1.0710*	0.4367	1.4702	-0.0633
$hpr_{j,t}$	-0.0441	0.4447	0.0876	-0.0874	0.3362	-0.6195**	-0.0091	0.0784
$bnl_{j,t}$	-0.0330	-0.0997	-0.1979*	0.2356**	-0.0774	-0.5047**	0.7652**	-0.1612
$F^+$	3.34***	1.59	0.6968	3.13	2.73*	2.50***	5.23***	1.57
$F_{ui=0}$	1.50		1.56*	1.37		1.06	1.61*	
$\chi^2_{out,i=0}$	1.09		0.15	0.43		0.00	0.00	
$\chi^2_b=B$	5.82		11.09	9.24		18.80*		

注：同表7。以CGSS度量的收入差距中固定效应 $F_{ui=0}$ 显著，但模型整体不显著，因此采用固定效应模型。

表9给出了货币冲击对各省（自治区、直辖市）内农村总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。可以发现，当期扩张性货币冲击 $m_{j,t}$ 和滞后一期的扩张性货币冲击 $m_{j,t-1}$ 显著减小了农村总体收入和工资差距，对农村财富差距无显著影响。通货膨胀上升会显著减少城市总体收入和工资收入差距，显著增加了财富差距。

表10 控制其他因素后货币政策在各省（自治区、直辖市）城乡间的分配效应

数据来源	总体收入			工资收入			财富	
	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS
固定		混合	混合	混合	混合	随机	随机	混合
$\alpha_0$	0.8715	-0.0560	0.0718	-0.0366	0.0033	0.1216	-0.0928	-0.0765
$t$	-0.0024		0.0000	0.0001**		-0.0001	0.0001*	
$m_{j,t}$	-0.0009	0.0026	0.0004	0.0022	0.0000	-0.0017	-0.0006	0.0062
$m_{j,t-1}$	-0.0013	0.0014	0.0015	0.0011	0.0000	-0.0002	0.0012	-0.0032
$y_{j,t}$	-0.0019	0.0064**	0.0013	0.0014	-0.0001	0.0010	0.0022*	-0.0014
$\pi_{j,t}$	-0.0012	0.0340***	0.0002	0.0030	-0.0001	0.0022	0.0001	0.0464
$g_{j,t}$	0.5084	0.1973	-0.0281	0.2368*	0.0024	-0.3843	0.3719**	0.0708
$tec_{j,t}$	-0.0840	-0.1718	-0.0626	-0.1861*	-0.0026	0.1150	-0.3416***	-0.1476
$ur_{j,t}$	0.1460	-0.1859***	-0.1067**	0.0227	0.0009	-0.1425**	0.0872	-0.1427
$uc_{j,t}$	-0.5740***	-0.1173**	0.0303	0.0553	0.0008	-0.0617	0.1286**	-0.0549
$faci_{j,t}$	0.4157	0.3706	0.1742	-0.2239	-0.0028	0.3949	-0.3068	0.5114
$stk_{j,t}$	-0.1816	0.1380	0.0695	-0.0847	0.0032	0.2260	-0.0993	-0.0414
$hpr_{j,t}$	0.0016	-0.0477	0.0260	-0.0150	0.0009	0.0369	0.0330	-0.0192
$bni_{j,t}$	0.0352	0.0159	-0.0467	-0.0433	-0.0034***	0.0269	-0.0919**	0.0104
$F^+$	2.67***	4.61***	3.04***	1.56	6.79***	26.31**	24.28**	0.56
$F_{ui=0}$	6.11***		3.54***	1.52		3.16***	2.42***	
$\chi^2_{\sigma_{aut,i}=0}$	26.16***		24.29***	0.00		20.90****	2.80**	
$\chi^2_b=B$	46.79***		4.47	-19.57		4.16	8.67	

注：同表7。以CGSS度量的收入差距中固定效应检验 $F_{ui=0}$ 和随机效应检验 $\chi^2_{\sigma_{aut,i}=0}$ 显著但模型整体都不显著，因此采用混合效应模型。

表10给出了货币冲击对各省（自治区、直辖市）内城市和农村居民之间总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。可以发现，当期扩张性货币冲击 $m_{j,t}$ 和滞后一期的扩张性货币冲击 $m_{j,t-1}$ 对城乡间总体收入、工资收入和财富差距无显著影响。通货膨胀上升会显著增加城乡间城市总体收入差距，对工资收入和财富差距无显著影响。

表 11 控制其他因素后货币政策在各省（自治区、直辖市）间的分配效应

数据来源	总体收入			工资收入			财富	
	CFPS	CHFS	CGSS	CFPS	CHFS	CGSS	CFB	CHFS
	固定	混合	混合	固定	混合	混合		混合
$\alpha_0$	-0.3561	0.0035	-0.0640***	0.1139**	0.0033	-0.00040	0.4422*	0.01495
$t$	0.0016		0.0005***	-0.0008**		0.00000	-0.0031*	
$m_{j,t}$	0.0008	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0000	0.00004	-0.0001	0.0001
$m_{j,t-1}$	0.0005	0.0000	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.00004	0.0006	0.0002
$y_{j,t}$	0.0000	-0.0001	-0.0001***	0.0001	-0.0001	-0.00004***	0.0003	-0.0002
$\pi_{j,t}$	-0.0042***	-0.0001	0.0000	-0.0005***	-0.0001	0.00004*	-0.0016***	-0.0007
$g_{j,t}$	0.4734	0.0023	-0.0023	0.0479	0.0024	0.00063	0.2021	-0.0114
$tec_{j,t}$	-0.3860*	-0.0026	-0.0023	-0.0025	-0.0026	-0.00118	0.0317	-0.0017
$ur_{j,t}$	-0.0874	0.0010	-0.0115	0.0214	0.0009	0.00041	0.1016	0.0050
$uc_{j,t}$	0.1597	0.0008	-0.0001	-0.0083	0.0008	0.00056	-0.0246	0.0023
$faci_{j,t}$	0.4188	-0.0032	0.0295	-0.0663	-0.0028	0.00088	-0.2791	-0.0244
$stk_{j,t}$	0.0112	0.0032	0.0204***	-0.0713***	0.0032	0.00460***	-0.1611*	0.0238*
$hpr_{j,t}$	0.0157	0.0009	0.0004	-0.0005	0.0009	0.00009	-0.0038	0.0025
$bnl_{j,t}$	0.0039	-0.0036***	0.0009	0.0042	-0.0034	0.00032	0.0055	-0.0136***
$F^*$	4.75***	6.52***	7.74***	5.57***	6.79***	5.98***	4.07***	8.81***
$F_{ui=0}$	2.25***		2.60***	4.97**		1.48	3.31***	
$\chi^2_{arr_{j,t}=0}$	5.67***		0.49	4.80**		0.00	0.26	
$\chi^2_b=B$	-6.90		-6.51	57.91***		22.76**	45.07***	

注：同表 7。

表 11 给出了货币冲击对各省（自治区、直辖市）之间总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。可以发现，当期扩张性货币冲击  $m_{j,t}$  和滞后一期的扩张性货币冲击  $m_{j,t-1}$  对各省（自治区、直辖市）之间总体收入、工资收入和财富差距无显著影响。通货膨胀上升会显著减少各省（自治区、直辖市）之间总体收入和财富差距，但对工资收入差距影响基于不同数据来源估计结果不一致。

总体而言，式（6）所得结果与式（5）所得结果基本一致，但也更加丰富：货币冲击对不同群体间的总体收入、工资收入和财富分配差距有显著不同影响；扩张性货币政策有利于劳动力市场中的优势群体、拥有财富的人群，而不利于失业人群以及劳动力市场以外、不拥有财富的人群；此外，扩张性货币政策可以减小农村内部的总体收入和工资收入差距，但对农村财富收入差距影响不显著；未控制货币政策与转轨因素的交叉作用时，省（自治区、直辖市）内城乡之间、省（自治区、直辖市）之间的总体收入、工资收入和财富差距受货币政策的直接影响不显著。

表12 控制其他因素后货币冲击对总体收入、工资收入和财富差距的影响

	总体收入	工资收入	财富
省(自治区、直辖市)总体	00-	++0	+0
省(自治区、直辖市)内城市	00-	+00	00
省(自治区、直辖市)内农村	00-	-0-	00
省(自治区、直辖市)城乡间	000	000	00
省(自治区、直辖市)之间	000	000	00

注：+、-、0分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照CGSS、CFPS、CHFS排列；财富列中按照CFPS、CHFS顺序排列。

表13总结了式(6)中通货膨胀系数的估计结果。从表13横向上看，通货膨胀减小了省(自治区、直辖市)总体、城市、农村和省(自治区、直辖市)之间的贫富差距，而对城乡间贫富差距影响不太显著。表13纵向上看，通货膨胀可以减少总体收入和工资收入差距，而对财富差距的影响不一。总体上看，控制了相关变量之后，货币冲击对贫富差距依然有显著影响，并对不同群体影响不一。一般而言，通货膨胀可以减少总体收入和工资收入差距。

表13 通货膨胀对总体收入、工资收入和财富差距的影响

	总体收入	工资收入	财富
省(市、自治区)总体	-00	-0-	00
省(市、自治区)内城市	000	-0-	-0
省(市、自治区)内农村	-0-	00-	+0
省(市、自治区)城乡间	0+0	000	00
省(市、自治区)之间	-00	-0+	-0

注：+、-、0分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照CGSS、CFPS、CHFS排列；财富列中按照CFPS、CHFS顺序排列。

在式(6)的基础上，进一步考察货币冲击与城市化率、人口流动、金融发展、股票交易、房地产价格、间接融资占比等多种因素的交叉项对贫富差距的影响，对式(7)进行估计。表14给出了货币冲击及其交叉项对各省(自治区、直辖市)总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。加入交叉项后，仅滞后一期的货币冲击 $m_{j,t-1}$ 显著减少CGSS估计的总体收入差距，而当期 $m_{j,t}$ 项均不显著，表明货币政策冲击主要通过与其他多种因素共同作用影响各省(自治区、直辖市)总体收入、工资收入和财富差距。通货膨胀显著减少了总体收入和工资收入差距，但对财富差距影响不显著。

表14 货币政策交叉项对各省（自治区、直辖市）总体收入、工资收入和财富差距的影响

数据来源	总体收入		工资收入		财富
	CFPS	CGSS	CFPS	CGSS	CFPS
	混合	固定	混合	固定	混合
$\alpha_0$	0.4415***	-1.4377	0.6064***	-16.8471***	0.9493***
$t$	0.0001	0.0047	0.0000	0.1173***	0.0001
$m_{j,t}$	0.1154	0.1104	-0.1035	0.2501	-0.0771
$m_{j,t-1}$	0.0008	-0.0098*	-0.0033	-0.0151	0.0054
$m_{j,t}ur_{j,t}$	-0.0278	-0.0786	0.0221	0.0439	0.0893
$m_{j,t}uc_{j,t}$	0.0396	-0.1140	0.0641	-0.2617	0.0955
$m_{j,t}faci_{j,t}$	-1.0984***	-0.6221*	0.1421	0.1594	0.8222
$m_{j,t}stk_{j,t}$	0.3658**	0.1902	0.0040	-0.5778	-0.3350
$m_{j,t}hpr_{j,t}$	0.0192	0.0165	-0.0408	0.0687	-0.1478*
$m_{j,t}bnl_{j,t}$	-0.1331*	0.0724	0.0394	-0.0010	-0.0670
$y_{j,t}$	0.0021	0.0053	0.0021	-0.0051	-0.0288***
$\pi_{j,t}$	-0.0111**	0.0015	-0.0084*	-0.0311***	-0.0146
$g_{j,t}$	0.4902	1.7513	0.5914*	2.5546	1.0669
$tec_{j,t}$	-0.3564*	-0.8934	-0.2636	-0.9312	-0.4394
$ur_{j,t}$	-0.0966	-0.2048	-0.1824**	0.0387	-0.1512
$uc_{j,t}$	0.1814**	0.8837*	0.1071	-0.3315	0.1371
$faci_{j,t}$	-0.3482	-0.0204	-1.2957***	-1.1280	-1.2490
$stk_{j,t}$	0.3060	0.6801	0.2093	1.5744	-0.8951**
$hpr_{j,t}$	-0.0444	-0.0330	-0.0002	0.0588	0.2664*
$bnl_{j,t}$	-0.1050*	0.4212*	-0.1160**	0.1541	0.0329
$F^+$	2.35***	1.81**	2.66***	4.20***	4.08**
$F_{ui=0}$	1.05	1.87*	1.43	2.03**	1.12
$\chi^2_{out,t=0}$	0.32	1.44	0.85	0.00	0.65
$\chi^2_b=B$	2.66	6.30	7.17	33.43**	17.64

注：同表7。

表15给出了货币冲击及其交叉项对各省（自治区、直辖市）城市居民总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。加入交叉项后，仅当期货币冲击 $m_{j,t}$ 和滞后一期货币冲击 $m_{j,t-1}$ 分别显著增加和减少CGSS估计的总体收入差距，但 $m_{j,t-1}$ 系数估计值显然较小，因此扩张性货币冲击对总体收入差距

的正面影响将成为主导因素。滞后一期货币冲击  $m_{j,t-1}$  显著增加工资收入差距。货币冲击对财富差距影响不显著。通货膨胀显著减少了工资收入和财富差距，但对总体收入差距影响不显著。

表 15 货币政策交叉项对各省（自治区、直辖市）内城市收入和财富差距的影响

数据来源	总体收入		工资收入		财富
	CFPS	CGSS	CFPS	CGSS	
混合	混合	混合	混合	固定	随机
$\alpha$	0.6719***	0.1914	0.7458 ***	-16.2349 ***	1.1634 ***
$t$	-0.0002*	0.0002 *	-0.0002 *	0.1184 ***	-0.0002
$m_{j,t}$	0.1938	0.4193 *	-0.0189	0.6277	-0.2254
$m_{j,t-1}$	0.0056	-0.0120 *	0.0088 *	-0.0154	-0.0033
$m_{j,t}ur_{j,t}$	-0.1018	-0.2334	-0.0706	-0.1044	0.1047
$m_{j,t}uc_{j,t}$	0.0151	-0.2739 **	0.0501	-0.3843	0.1322
$m_{j,t}faci_{j,t}$	-1.3305***	-0.4835	-0.1146	0.2111	0.4393
$m_{j,t}stk_{j,t}$	0.4927***	0.0382	0.2585	-0.7449 *	-0.1074
$m_{j,t}hpr_{j,t}$	0.0094	-0.0103	-0.0249	0.0230	0.1105
$m_{j,t}bnl_{j,t}$	-0.1409	-0.0062	0.0154	-0.1890	0.0089
$y_{j,t}$	0.0085***	-0.0048	0.0049	-0.0136	-0.0046
$\pi_{j,t}$	-0.0068	0.0027	-0.0182 ***	-0.0292 **	-0.0217 ***
$g_{j,t}$	-0.2365	-0.2419	-0.2189	2.9480	0.8554
$tec_{j,t}$	0.1882	0.6448 **	0.2234	-5.6056 *	-0.1949
$ur_{j,t}$	-0.2456**	-0.1209	-0.2479 **	-0.5274	-0.4856 *
$uc_{j,t}$	-0.1083	0.1544	-0.0010	-0.5249	-0.2576
$faci_{j,t}$	0.0022	-1.4090 **	-1.0152 *	-0.7372	-1.2157
$stk_{j,t}$	0.6043**	0.7769 **	0.7018 **	-0.0436	-0.2705
$hpr_{j,t}$	-0.1008	0.0296	0.0183	0.1686	0.0857
$bnl_{j,t}$	-0.0599	0.2203 **	-0.1452 *	0.0934	0.1024
$F^+$	2.15 **	2.49***	2.52 ***	3.92***	27.81*
$F_{ui=0}$	1.02	0.83	0.73	2.02**	1.91 **
$\chi^2_{out,i=0}$	0.39	0.00	0.00	3.27**	5.69 ***
$\chi^2_b=B$	11.30	9.96	8.47	30.45**	4.59

注：同表 7。以 CGSS 度量的收入差距中固定效应检验  $F_{ui=0}$  和随机效应检验  $\chi^2_{out,i=0}$  显著，但模型整体都不显著，因此采用混合效应模型。

表16给出了货币冲击及其交叉项对各省（自治区、直辖市）农村居民总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。加入交叉项后，货币冲击显著减小了农村居民工资收入差距，但对总体收入差距和财富差距无显著影响。通货膨胀显著减少了总体收入差距，但对工资收入和财富差距影响不显著。

表16 货币政策交叉项对各省（自治区、直辖市）内农村收入和财富差距的影响

数据来源	总体收入		工资收入		财富
	CFPS	CGSS	CFPS	CGSS	CFPS
	混合	混合	混合	混合	混合
$\alpha$	0.4693**	0.6528***	0.3995**	0.4969	0.7620 *
$t$	0.0001	-0.0001	0.0001	-0.0001	0.0000
$m_{j,t}$	-0.0164	-0.0533	0.0720	-0.4584	-0.0248
$m_{j,t-1}$	-0.0051	-0.0077	-0.0113**	-0.0234*	0.0066
$m_{j,t}ur_{j,t}$	0.1118	0.0828	0.0241	0.4387	0.1304
$m_{j,t}uc_{j,t}$	0.0786	0.0407	-0.0512	0.0663	0.1317
$m_{j,t}faci_{j,t}$	-0.7578	-0.5863	-0.0468	-0.0228	0.2146
$m_{j,t}stk_{j,t}$	0.1354	-0.2044	-0.2143	-1.5002	-0.1306
$m_{j,t}hpr_{j,t}$	0.0548	0.0167	-0.0754	-0.1341	-0.1939*
$m_{j,t}bnl_{j,t}$	-0.1259	-0.0158	-0.0096	0.2490	-0.1827
$y_{j,t}$	-0.0043	0.0040	-0.0035	0.0046	-0.0382***
$\pi_{j,t}$	-0.0142**	-0.0064	-0.0086	-0.0151	0.0150
$g_{j,t}$	0.3934	0.4667	0.9299**	0.0964	0.2576
$tec_{j,t}$	-0.2573	-0.5223	-0.3859	0.2055	-0.2309
$ur_{j,t}$	-0.1797	-0.0526	-0.1939*	0.2061	-0.0242
$uc_{j,t}$	0.2094*	0.0030	0.0436	0.5540*	0.1615
$faci_{j,t}$	-0.1375	0.5678	-0.7603	-1.4261	-0.5909
$stk_{j,t}$	0.2995	-0.3413	-0.3497	-0.2730	-0.5907
$hpr_{j,t}$	-0.0279	0.1252	-0.0890	-0.5873 **	-0.0103
$bnl_{j,t}$	-0.0521	-0.1889 *	0.2558**	-0.5782 **	0.1538
$F^+$	2.51	1.05	2.41 ***	1.90*	3.02 ***
$F_{ut=0}$	1.28	1.44	1.18	0.94	1.29
$\chi^2_{out,i=0}$	0.75	0.00	0.00	0.00	0.22
$\chi^2_b$	3.39	16.85	29.97**	16.89	29.91

注：同表7。以CGSS度量的收入差距中固定效应检验 $F_{ut=0}$ 和随机效应检验 $\chi^2_{out,i=0}$ 显著，但模型整体都不显著，因此采用混合效应模型。以GSS度量的农村总体收入差距中固定效应检验统计量 $F_{ut=0}$ 和随机效应模型检验统计量 $\chi^2_{out,i=0}$ 都不显著，混合OLS模型整体也不显著，采用混合OLS模型估计。

交叉项方面，房地产价格与货币冲击交叉项显著减少了各省（自治区、直辖市）农村居民财富差距，对总体收入和工资收入差距无显著影响。其他交叉项系数皆不显著。

表17 货币政策交叉项对各省（自治区、直辖市）内城乡间收入和财富差距的影响

数据来源	总体收入		工资收入		财富
	CFPS	CGSS	CFPS	CGSS	
随机		固定	固定	随机	混合
$\alpha_0$	-0.0391	-0.0014	0.8753	0.0701	-0.1271
$t$	0.0001**	-0.0022	-0.0008	-0.0001	0.0001***
$m_{j,t}$	-0.0500	-0.0504	-0.1 851**	-0.0352	0.0278
$m_{j,t+1}$	-0.0005	0.0008	0.0000	0.0011	0.0029
$m_{j,t}ur_{j,t}$	0.0185	0.0154	0.1343***	0.0118	-0.0422
$m_{j,t}uc_{j,t}$	0.0108	0.0217	0.0943**	0.0241	-0.0138
$m_{j,t}fac_{j,t}$	-0.0094	-0.0816	-0.0375	-0.2455	-0.2748
$m_{j,t}stk_{j,t}$	-0.0046	0.0760	-0.0458	0.1542	0.0797
$m_{j,t}hpr_{j,t}$	-0.0070	-0.0366*	0.0099	-0.0469**	-0.0133
$m_{j,t}bnl_{j,t}$	0.0374	0.0327	0.0275	0.0205	0.0219
$y_{j,t}$	-0.0007	0.0017	-0.0021	0.0013	0.0022*
$\pi_{j,t}$	-0.0020	0.0004	0.0050**	0.0022	0.0007
$g_{j,t}$	0.4069**	-0.8702	-1.6594*	-0.5952*	0.4011**
$tec_{j,t}$	-0.2582**	0.1884	0.5751	0.2116	-0.3720***
$ur_{j,t}$	0.0193	0.1231	-0.1701	-0.1223	0.1120**
$uc_{j,t}$	0.0841*	0.2499	-0.5422	-0.0370	0.1547***
$fac_{j,t}$	-0.3209	0.5436	-2.4623	0.3877	-0.3070
$stk_{j,t}$	-0.1408	0.5445	-0.1665	0.4604	-0.0964
$hpr_{j,t}$	0.0012	-0.0426	-0.0302	0.0129	0.0430
$bnl_{j,t}$	-0.0299	0.0286	0.0793	0.0436	-0.1069**
$F^*$	28.83*	0.65	1.52	36.01**	2.51 ***
$F_{ui=0}$	5.71***	3.45***	1.99**	3.36***	2.05**
$\chi^2_{aux,i=0}$	22.52***	21.70***	0.21	23.10***	1.17
$\chi^2_b-B$	25.17	5.61	-39.52	3.74	-171.97

注：同表7。以CFPS度量的城乡间工资差距中固定效应检验 $F_{ui=0}$ ，但模型整体都不显著，混合OLS模型整体也不显著。固定效应模型整体p值相对较低，采用固定效应模型估计。以GSS度量的城乡间收入差距中固定效应检验统计量 $F_{ui=0}$ 和随机效应模型检验统计量 $\chi^2_{aux,i=0}$ 都显著，但模型整体都不显著，混合OLS模型整体显著，考虑到可能的遗漏变量影响，采用固定效应模型估计。

表 17 给出了货币冲击及其交叉项对各省（自治区、直辖市）城市居民和农村居民之间总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。加入交叉项后，货币冲击显著减小了城乡间工资收入差距，但对总体收入差距和财富收入差距无显著影响。通货膨胀显著增加了城乡间工资收入差距，但对城乡间总体收入和财富差距影响不显著。

表 18 货币政策交叉项对各省（自治区、直辖市）间收入和财富差距的影响

数据来源	总体收入		工资收入		财富
	CFPS	CGSS	CFPS	CGSS	CFPS
α <sub>0</sub>	-0.0162	-0.07308***	0.1804***	0.00143	0.8114***
t	-0.0004	0.00051***	-0.0012***	-0.00001	-0.0055***
m <sub>j,t</sub>	-0.0311	-0.00054	0.0010	0.00041	-0.0029
m <sub>j,t-1</sub>	0.0003	-0.00005	0.0000	-0.00001	0.0002
m <sub>j,t</sub> ur <sub>j,t</sub>	0.0188	0.00022	-0.0009	-0.00019	-0.0009
m <sub>j,t</sub> uc <sub>j,t</sub>	0.0176	-0.00009	0.0002	0.00000	0.0022
m <sub>j,t</sub> fac <sub>i,j,t</sub>	0.0669	-0.00197	0.0207**	-0.00116	0.1159***
m <sub>j,t</sub> stk <sub>j,t</sub>	-0.0643***	0.00166	-0.0094***	0.00305***	-0.0466***
m <sub>j,t</sub> hpr <sub>j,t</sub>	-0.0034	0.00043	-0.0015	-0.00055**	-0.0046
m <sub>j,t</sub> bnl <sub>j,t</sub>	0.0044	0.00059	-0.0014	-0.00025	-0.0022
y <sub>j,t</sub>	-0.0005	-0.00011***	-0.0001	-0.00006***	-0.0003
π <sub>j,t</sub>	-0.0035***	0.00000	-0.0005***	0.00007***	-0.0014***
g <sub>j,t</sub>	0.3173	-0.00365	0.0273	0.00628	0.0601
tec <sub>j,t</sub>	-0.3484**	-0.00254	0.0018	0.00923	0.0481
ur <sub>j,t</sub>	0.0072	-0.01150	0.0398*	-0.00086	0.2146**
uc <sub>j,t</sub>	0.1054	0.00123	-0.0162	-0.00024	-0.0732
fac <sub>i,j,t</sub>	-0.1677	0.04031	-0.0923	-0.02654	-0.3464
stk <sub>j,t</sub>	0.0064	0.02903***	-0.0673***	0.01112**	-0.1482*
hpr <sub>j,t</sub>	0.0105	-0.00030	-0.0012	-0.00068	-0.0077
bnl <sub>j,t</sub>	0.0052	0.00192	0.0043*	0.00259***	0.0068
F <sup>+</sup>	5.64 ***	6.06***	5.75 ***	5.12***	5.32 ***
F <sub>ui=0</sub>	2.54 ***	2.79***	5.82***	1.80**	4.51***
χ <sub>out,t=0</sub> <sup>2</sup>	9.61***	0.14	0.00	0.00	0.00
χ <sub>b=B</sub> <sup>2</sup>	-4.02	18.07	83.66***	31.27**	77.66***

注：同表 7。

表 18 给出了货币冲击及其交叉项对各省（自治区、直辖市）之间总体收入、工资收入和财富分配差距影响的估计结果。加入交叉项后，货币冲击对总体收入、工资收入和财富差距都无显著影响。通货膨胀显著减少了各省（自治区、直辖市）之间总体收入和财富差距，但对工资收入差距影响估计结果系数符号不一致。

表 19 加入交叉项后货币冲击对总体收入、工资收入和财富差距的影响

	总体收入	工资收入	财富
省（自治区、直辖市）总体	-0	00	0
省（自治区、直辖市）内城市	0-	+0	0
省（自治区、直辖市）内农村	00	--	0
省（自治区、直辖市）城乡间	00	-0	0
省（自治区、直辖市）之间	00	00	0

注：+、-、0 分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照 CGSS、CFPS 排列；财富列中为 CFPS 所估计参数的符号。

表 19 总结了加入交叉项后货币冲击对总体收入、工资收入和财富差距的影响。可以发现，表 6 和表 12 发现的特征一定程度依然存在。从纵向维度看，扩张性货币政策减少了农村内部差距，增大了城市内部工资收入差距，减少了总体收入差距。从横向维度看，扩张性货币政策在加入交叉项后对财富无显著影响，显著减少总体收入差距，对工资收入差距的影响取决于人群的划分。总体而言，左下角呈现出负向变化的特征虽然减弱，但依然存在〔若将省（自治区、直辖市）内农村所在行移至最后一行，则这种趋势更加明显〕。

表 20 通货膨胀对总体收入、工资收入和财富差距的影响

	总体收入	工资收入	财富
省（自治区、直辖市）总体	-0	--	0
省（自治区、直辖市）内城市	00	--	-
省（自治区、直辖市）内农村	-0	00	0
省（自治区、直辖市）城乡间	00	+0	0
省（自治区、直辖市）之间	-0	-+	-

注：+、-、0 分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照 CGSS、CFPS 排列；财富列中为 CFPS 所估计参数的符号。

表20总结了式(7)中通货膨胀系数的估计结果。从纵向维度看,通货膨胀对总体收入、工资收入和财富的影响不明显。大致而言,通货膨胀上升可以减少省(自治区、直辖市)总体、城市居民、农村居民和省(自治区、直辖市)之间的贫富差距,但有可能增加省(自治区、直辖市)城乡间的贫富差距。从横向维度看,通货膨胀总体上可以减少总体收入、工资收入和财富差距。

表21 交叉项对总体收入、工资收入和财富差距的影响

		总体收入	工资收入	财富
$m_{j,t}UR_{j,t}$	省(自治区、直辖市)城乡间	00	+0	0
$m_{j,t}UC_{j,t}$	省(自治区、直辖市)内城市	0-	00	0
	省(自治区、直辖市)城乡间	00	+0	0
$m_{j,t}faci_{j,t}$	省(自治区、直辖市)总体	--	00	0
	省(自治区、直辖市)内城市	-0	00	0
	省(自治区、直辖市)之间	00	+0	+
$m_{j,t}stk_{j,t}$	省(自治区、直辖市)总体	+0	00	0
	省(自治区、直辖市)内城市	+0	0-	0
	省(自治区、直辖市)之间	-0	-+	-
$m_{j,t}hpr_{j,t}$	省(自治区、直辖市)总体	00	00	-
	省(自治区、直辖市)内农村	00	00	-
	省(自治区、直辖市)城乡间	0-	0-	0
$m_{j,t}bnl_{j,t}$	省(自治区、直辖市)总体	-0	00	0

注: +、-、0分别表示货币冲击对贫富差距有显著正、显著负、没有影响。总体收入和工资收入列中按照CGSS、CFPS排列; 财富列中为CFPS所估计参数的符号。

表21汇总了货币冲击和其他中国特殊制度性摩擦因素交叉项系数的符号,剔除了交叉项对于总体收入、工资收入和财富差距都无显著影响的项。交叉项系数呈现出一定特征,印证了土地制度、城乡分割、资金配置扭曲、金融包容性不足等转轨因素放大了中国货币政策的收入和财富分配效应。

就总体收入而言,城镇户籍人口占比、金融发展、房价增速、间接融资占比与货币冲击的交叉项显著降低总体收入差距。因此,在城镇户籍人口占比较低、金融发展较为落后、房地产增速较低、间接融资较少的地区,会较少受益于扩张性货币冲击的正面作用。股票交易规模与货币冲击的交叉项显

著增加了省（自治区、直辖市）总体和城市内部的总体收入差距。因此，在股票交易较多的省（自治区、直辖市），扩张性货币政策会加大总体和城市居民内部的总体收入差距。货币政策通过多种因素对省（自治区、直辖市）总体、城市居民、农村居民、城乡间以及与其他省（自治区、直辖市）之间显著或正或负的收入分配效应，可能最终会导致不同群体内收入趋同，群体间收入分化，导致阶层固化的现象。

就工资收入而言，货币冲击和城市化率的交叉项会加大工资收入差距。这表明，当城市化率越高时，扩张性货币冲击拉大城乡之间差距的作用越明显。类似地，户籍人口占比、金融基础设施、股票交易量、房地产价格和货币冲击的交叉项都会显著加大影响工资收入差距。户籍人口占比高、房地产价格增速较低时，扩张性货币政策会加剧省（自治区、直辖市）城乡间的收入差距。这表明，劳动力流动较差和房地产市场较为低迷时，扩张性货币政策可能仅仅有利于劳动力市场中的优势群体，从而加大工资收入差距。金融基础设施建设较为发达的地区，扩张性货币政策将会进一步拉大该省（自治区、直辖市）与其他地区的工资收入差距。股票交易量较少的地区，扩张性货币政策会拉大该地区的工资收入差距。总体而言，扩张性货币政策会进一步加大地区之间的工资收入差距。

就财富而言，金融机构网点占比与货币冲击的交叉项会显著加大省（自治区、直辖市）之间财富差距。因此，金融基础设施建设较为发达的地区，扩张性货币政策将会进一步拉大该省（自治区、直辖市）与其他地区的财富差距。房地产价格指数与货币冲击的交叉项会显著减小省（自治区、直辖市）之间财富差距。这个结论和Beraja等（2017）的发现十分一致，即当房地产价格上升时，各地都会受益于扩张性货币政策，从而减少财富差距；而当房地产价格下跌时，扩张性货币政策仅有利于热点地区，从而加大财富差距。总之，股票交易量占比较低、房地产价格下跌时，扩张性货币政策会加大省（自治区、直辖市）总体和农村居民内部的财富差距。

以上的分析主要局限于中国的情形。由于汇率制度、资本账户开放程度的选择对货币政策自主性会有很大程度影响，货币政策收入分配效应的国际

比较也是有积极意义的。

## 五、结论和政策含义

货币政策远非分配意义上的中性，其分配效应取决于经济中的所有权结构、收益率分布、市场摩擦、转轨因素等异质性和专用性条件。本文研究表明，扩张性货币政策增加掌握生产性资本和土地剩余价值群体的收入，减少依赖于工资、固定利息群体的收入，从而扩大收入差距；抬升资产价格、减少债务负担、减少以银行储蓄为主的相对贫困群体的实际财富，从而扩大财富差距；在中国金融基础设施发展不完善、股票市场不成熟、债务融资为主、城镇化率较低、房地产市场发展不均衡以及劳动力流动程度依然较低的情况下，扩张性货币冲击往往有利于经济发展较好的地区，进而加大不同群体之间的总体收入、工资收入和财富差距。值得注意的是，农村部门收入的异质性和专用性较小，扩张性货币政策在减少农村内部收入差距的同时，加大了农村内部财富差距和城市内部收入、财富差距，并表现为社会总体收入和财富差距的扩大，最终仍会导致收入和财富的阶层分化。

货币政策在保持物价稳定、促进经济增长的同时，会改善各阶层收入和社会福利，但在此过程中货币政策对不同人群的影响有所不同。在保证不同群体拥有参与金融市场的平等机会的前提下，保证价格稳定本身就是关心了货币政策对收入分配的影响。本文发现，中国货币政策通过多种转轨因素作用于收入和财富分配差距。中央银行可以通过鼓励普惠金融发展，推动金融服务和金融资源均等化，促进经济的包容性发展。同时，应通过宏观审慎政策抑制部分城市房价过快上涨，避免货币扩张仅惠及少部分群体。鉴于数量型调控使得资金过多集中于国有企业、地方政府平台或少部分地区，货币政策应加快转向以价格型为主的调控框架。这些政策措施可能涉及对货币政策权重的调整，但与目前操作和未来方向一致。虽然税收、转移支付、社会保障、教育、户籍等体制改革是平抑收入差距更直接的政策，但这些政策调整通常滞后于现实需要；相比之下，货币政策有灵活度更高，能够更

及时地响应，在一定程度上弥补其他政策的调整时滞问题。

就未来研究而言，合理确定时间跨度可能是必要的。比如，在经济泡沫破灭之初，资产价格下跌、债务减记、高杠杆企业受创、高收入人群财富缩水、全社会收入差距会明显缩小，但此时货币政策也会快速转入宽松期，如果仅从时间关联看，会看到扩张性货币政策减少了收入差距。但此时两者之间并没有因果关系。此后，金融危机对实体经济影响逐步加大，对就业和低收入人群影响显现，社会收入差距有所加大，这与扩张性货币政策的关系亦不大。宽松货币政策的真正影响是，随着资产价格以及一般物价指数的抬升，其扩大收入差距的效应会得以显现。当然，富裕群体往往具有更强的调整资产配置的能力，即使考虑周期性因素，货币政策依然具有分配效应。

## 参考文献

- [1] 艾小青.城乡混合基尼系数分解方法研究[J].统计研究, 2015 (9) .
- [2] 陈斌开, 林毅夫.金融抑制、产业结构与收入分配[J].世界经济, 2012 (1) .
- [3] 陈诗一, 王祥.融资成本、房地产价格波动与货币政策传导[J].金融研究, 2016 (3) .
- [4] 程永宏.二元经济中城乡混合基尼系数的计算与分解[J].经济研究, 2006 (1) .
- [5] 程永宏.基尼系数组群分解新方法研究:从城乡二亚组到多亚组[J].经济研究, 2008 (8) .
- [6] 邓创, 徐曼, 汪洋.货币政策房价调控效应的非对称性与区域差异分析[J].统计与决策, 2016(17).
- [7] 高连水.什么因素在多大程度上影响了居民地区收入差距水平?——基于1987—2005年省际面板数据的分析[J].数量经济技术经济研究, 2011 (1) .
- [8] 顾海峰、张元姣.货币政策与房地产价格调控:理论与中国经验[J].经济研究, 2014 (1).
- [9] 国家统计局农调总队课题组.城乡居民收入差距研究[J].经济研究, 1994 (12) .
- [10] 韩其恒, 李俊青.二元经济下的中国城乡收入差距的动态演化研究[J].金融研究, 2011(8).
- [11] 黄祖辉, 刘西川, 程恩江.贫困地区农户正规信贷市场低参与程度的经验解释[J].经济研究, 2009(4).
- [12] 李建勇, 汪旭, 王枫淇.货币政策对收入不平等的作用效应:一个文献研究[J].财经科学, 2014(1).
- [13] 李小林, 司登奎, 李晓文.国外货币政策与收入分配研究评述[J].金融评论, 2016(3).
- [14] 李忠夏.农村土地流转的合宪性分析[J].中国法学, 2015 (4) .
- [15] 刘祥琪, 陈钊, 赵阳.程序公正先于货币补偿:农民征地满意度的决定[J].管理世界, 2012(2).
- [16] 任瑞敏, 高玉林.金融化语境中分配正义的经济哲学反思[J].武汉大学学报(人文科学版), 2016(3).
- [17] 武小龙, 刘祖云.中国城乡收入差距影响因素研究——基于2002—2011年省级Panel Data的分析[J].当代经济科学, 2014 (1) .
- [18] 徐忠, 张雪春, 邹传伟.房价、通货膨胀与货币政策——基于中国数据的研究[J].

金融研究, 2012(6).

[19] 余华义, 黄燕芬.货币政策效果区域异质性、房价溢出效应与房价对通胀的跨区影响[J].金融研究, 2015(2).

[20] Acemoglu, D. and Johnson, S. Who Captured the Fed? *Economix.Blogs.Nytimes.Com/2012/03/29/Who-Captured-the-Fed/*, 2012.

[21] Adam, K. and Tzamourani, P. Distributional Consequences of Asset Price Inflation in the Euro Area, *European Economic Review*, 2016 89: 172–192.

[22] Albaresi, S. Inflation and Inequality. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(4): 1088–1114.

[23] Atkinson, A. B. *Inequality : What Can be Done?* Harvard University Press, 2015.

[24] Beraja, M., Fuster, A., Hurst, E. and Vavra, J. Regional Heterogeneity and Monetary Policy. *Hutchins Center Working Paper*, 2017.

[25] Bernanke, B., Gertler, M. and Gilchrist, S. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, *Elsevier*, 1999:1341–1393.

[26] Bullard, J. Income Inequality and Monetary Policy: A Framework with Answers to Three Questions, C. Peter Mccolough Series On International Economics Council On Foreign Relations, 2014.

[27] Claeys, G., Darvas, Z., Leandro, A. and Walsh, T. The Effects of Ultra–Loose Monetary Policies On Inequality, *Policy Contributions*, 2015.

[28] Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. and Silvia, J. Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality, *Nber Working Papers*, 2012, 12(199).

[29] Doepke, M. and Schneider, M. Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth, *Journal of Political Economy*, 2006, 114(6): 1069–1097.

[30] Domanski, D., Scatigna, M. and Zabai, A. Wealth Inequality and Monetary Policy, *Bis Quarterly Review*, 2016.

[31] Erosa, A. and Ventura, G. On Inflation as a Regressive Consumption Tax, *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49(4): 761–795.

[32] Franklin, A. and Douglas, G. Bubbles and Crises, *Economic Journal*, 2000, 110(460): 236–255.

[33] Gornemann, N., Kuester, K. and Nakajima, M. Doves for the Rich, Hawks for the

Poor? Distributional Consequences of Monetary Policy, Social Science Electronic Publishing, 2016.

[34] Korinek, A. and Kreamer, J. The Redistributive Effects of Financial Deregulation, Journal of Monetary Economics, 2014, 68(247): S55–S67.

[35] Lagarde, C. Annual Meetings Speech: The Road Ahead—a Changing Global Economy, a Changing Imf. [Http://Www.Imf.Org/En/News/Articles/2015/09/28/04/53/Sp101212a](http://Www.Imf.Org/En/News/Articles/2015/09/28/04/53/Sp101212a), 2012.

[36] Luetticke, R. Transmission of Monetary Policy with Heterogeneity in Household Portfolios, Bonn University Working Paper, 2015.

[37] Mersch, Y. Monetary Policy and Economic Inequality, Keynote Speech by Yves Mersch, Member of the Executive Board of the Ecb, 2014.

[38] Mian, A. R., Sufi, A. and Trebbi, F. The Political Economy of the Subprime Mortgage Credit Expansion, Social Science Electronic Publishing, 2013, 8(4): 373–408.

[39] Ostry, J. D., Berg, A. and Tsangarides, C. G. Redistribution, Inequality, and Growth, Imf Staff Discussion Notes, 2014, 16(30): 53–81.

[40] Piketty, T. Capital in the 21St Century, Belknap Press, 2014.

[41] Piketty, T., Yang, L. and Zucman, G. Capital Accumulation, Private Property and Rising Inequality in China, 1978–2015, Nber Working Papers, 2017.

[42] Prasad, E. S. Distributional Effects of Macroeconomic Policy Choices in Emerging Market Economies", Imf Economic Review, 2014, 62(3): 409–429.

[43] Rajan, R. G. Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy, Princeton University Press, 2011.

[44] Rawls, J. A Theory of Justice, Harvard University Press, 1971.

[45] Saiz, A. The Geographic Determinants of Housing Supply, Quarterly Journal of Economics, 2010, 125(3): 1253–1296.

[46] Sánchezfung, J. R. Estimating the Impact of Monetary Policy On Income Inequality in China, Social Science Electronic Publishing, 2015: 1–8..

[47] Sen, A. On Economic Inequality, Oxford: Clarendon Press, 1973.

[48] Stiglitz, J. E. New Theoretical Perspectives On the Distribution of Income and Wealth Among Individuals, Nber Working Paper, 2015.

[49] Wallace, N. A Modigliani–Miller Theorem for Open–Market Operations. Staff Report, 1979, 71(3): 267–274.

[50] Yellen, J. L. Perspectives On Inequality and Opportunity From the Survey of Consumer Finances, At the Conference On Economic Opportunity and Inequality, Federal Reserve Bank of Boston, Boston, Massachusetts, 2014, 2(2): 44–59.

## Study on the Distribution Effect of China's Monetary Policy

FU Yong  
(China Finance 40 Forum)

Sun Guoliang  
(Renmin University of China)

**Abstract:** The monetary policy is not neutral in the sense of distribution, and its distribution effect depends on the heterogeneity and special conditions of the ownership structure, the distribution of yield, the market friction, the transition factors and so on. The study shows that expansionary monetary policy increases the income of productive capital and land surplus value groups, reduces the income dependent on wages and fixed interest groups, thus widening the income gap, raising the price of assets, reducing the debt burden, and reducing the actual wealth of the bank savings as the main group; Under the condition of imperfect Finance infrastructure development, immature stock market, debt financing, low urbanization rate, uneven development of real estate market and low labor mobility, expansive currency shocks are often beneficial to better economic development areas.

**Key words:** Monetary Policy, Income Distribution, Wealth Distribution, Economic Transition