

经济不确定性、资产配置与货币政策选择*

作者信息

作者姓名：许志伟

工作单位：上海交通大学安泰经济与管理学院 (Antai College of Economics and Management , Shanghai Jiao Tong University) ；

通讯地址：上海市华山路 1954 号上海交通大学安泰经济与管理学院 B1004 室 ；

邮编：200030 ；

联系电话：18717961449 ；

Email：xuzhiwei@sjtu.edu.cn。

作者姓名：刘建丰

工作单位：上海对外经贸大学金融管理学院 (School of Finance, Shanghai University of International Business and Economics) ；

通讯地址：上海市松江区文翔路 1900 号博萃楼 427 室 ；

邮编：201620 ；

联系电话：18616291090 ；

Email：liujianfeng@suibe.edu.cn。

*许志伟，上海交通大学安泰经济与管理学院，邮政编码：200030，电子信箱：xuzhiwei09@gmail.com；刘建丰，上海对外经贸大学金融管理学院，邮政编码：201620，电子信箱：liujianfeng@suibe.edu.cn。本文由上海市哲学社会科学项目（批准号：2014EJL001）、上海国际金融与经济研究院（SIIFE）资助。作者感谢张春、马骏、汪川、朱晓东、朱传奇、上海交通大学—中国人民银行 2016 宏观预测会议、上海交通大学 SAIF 午间研讨会、第十七届中国青年经济学者论坛、中国人民大学 2017 “大宏观”论坛以及波动与增长 2017 研讨会参与者的有益评论，以及匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。

经济不确定性、资产配置与货币政策选择

内容提要: 经济不确定性怎样影响中国宏观经济? 货币政策如何应对? 本文将异质性收入和流动性约束引入标准的新凯恩斯框架, 定量研究了收入不确定性的宏观效应及多种货币政策规则的稳定作用。理论分析表明, 收入不确定性上升时, 家庭会预防性地增持流动性资产(货币), 并对生产性风险资本的供给产生挤出效应, 最终导致总需求变弱、经济下滑。基于贝叶斯结构估计, 本文发现: 收入不确定性冲击是产出和投资波动的重要驱动力, 因而是理解经济形势不确定下中国经济周期的重要维度。动态分析表明, 与数量型规则相比, 以利率为工具的价格型规则由于直接影响资本市场价格而具有更好的稳定效果。本文为经济不确定性下的货币政策研究提供了一个新视角。

关键词: 收入不确定性 货币政策 异质性模型 新凯恩斯 DSGE

一、引言

毫无疑问, 中国经济增长已进入新的阶段, 经济走势充满不确定性, GDP 增速出现近 20 年以来的首次结构性放缓(见图 1)。这种不断加大的经济不确定性如何影响微观个体的决策乃至整个宏观经济的运行? 面临高度不确定的经济形势, 如何有效提升实体消费和投资增速, 是政策制定者面临的巨大挑战之一(习近平, 2014; 新华社, 2014; 金碚, 2015; 李扬和张晓晶, 2015)。货币政策研究, 尤其是理论和定量分析, 需要立足现实; 忽视当前重要的宏观背景, 很可能导致政策分析出现偏误。鉴于此, 本文将家庭面临的不确定性引入宏观分析框架, 定量评估货币政策效果。

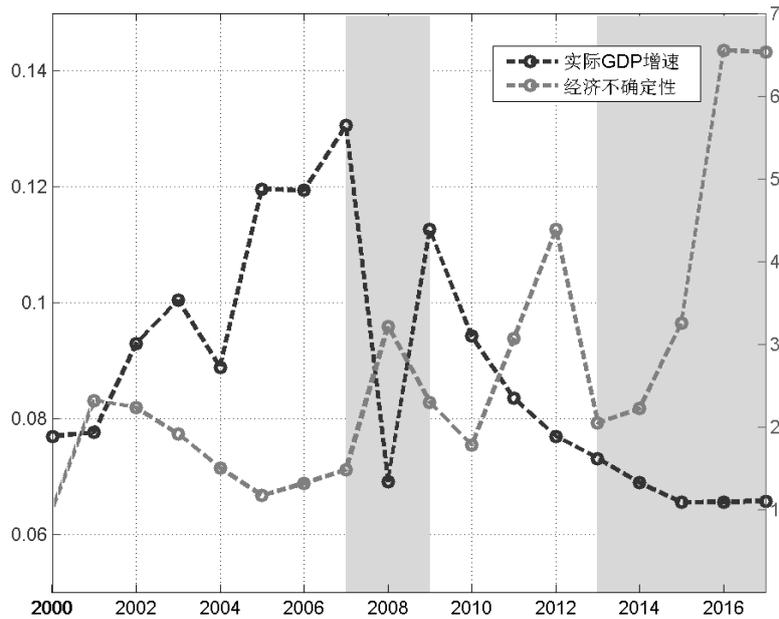


图 1: 经济不确定性与 GDP 增速

注: 两变量均为 2000-2017 的年度数据, 其中 GDP 为去掉价格因素的实际增速; 经济不确定性为 Baker et al. (2016) 构建的中国经济政策不确定性指数, 第一期标准化为 1。左轴代表 GDP 增速 (0.01=1%), 右轴代表不确定性指数。阴影部分分别代表金融危机 (2007-2009) 以及新常态 (2013-2017)。数据来源: 国家统计局、美联储数据库 FRED。

微观调查数据表明, 上世纪 80 年代以来, 中国家庭的收入不确定性出现了持久而大幅的增加。例如, 基于中国健康与营养调查 (CHNS) 数据库, 家庭层面的劳动收入不确定性从 1989 年的 0.74 上升到了 2009 年的 1.07, 而总收入的不确定性也从 1989 年的 0.59 上升到了 2009 年的 1.22 (Chamon et al., 2013; Yu 和 Zhu, 2013)。^①

^① Chamon et al. (2013) 以收入的绝对标准差作为收入不确定性的指标。为得到更稳健的结果, 我们又用家庭收入的绝对标准

经济不确定性，尤其是收入的不确定性变化（二阶矩的波动）会直接影响微观个体的消费和储蓄行为。经典的储蓄理论表明，在效用函数满足标准的正则条件下，家庭在面临收入不确定性增加时，会倾向于减少消费、增加预防性储蓄。传统研究收入不确定性（或风险）的宏观文献往往假设收入服从一个外生过程，本质上为一个局部均衡模型，因而无法研究收入不确定性的宏观（一般均衡）效应。此外，在研究不确定性对消费和储蓄行为的影响时，文献通常假设家庭仅持有一类资产（如债券），因而忽略了多种资本市场的联动效应。事实上，收入不确定性的升高不仅仅会影响家庭的储蓄（以及消费）水平，更会影响家庭对不同流动性资产的配置决策。当面临流动性约束时，家庭会倾向于持有更多的流动性资产（如货币资产），这种对流动性的需求使得预防性储蓄动机尤为突出（Wen, 2015）。更为重要的是，增加的流动性资产需求会对风险资产（如生产性物质资本）市场的供给产生挤出效应，因而导致整个经济的资源利用效率降低；在一般均衡机制下，进一步导致总投资下降、总需求减弱，最终对整个经济造成不利影响。

基于上述思想，本文将收入异质性模型（Wen, 2015）引入标准的新凯恩斯动态随机一般均衡（DSGE）框架中，定量研究收入不确定性的宏观效应。模型中家庭的可支配收入（具体定义见下文）每期受到一个个体异质（idiosyncratic）的收入冲击影响，该冲击在不同家庭和不同时期服从独立同分布。与 Wen（2015）不同，我们进一步假设收入冲击的方差具有时变特征，从而表现为收入不确定性冲击。为刻画家庭的资产配置行为，我们考虑了货币、无风险债券以及生产性风险资本三类资产。为刻画家庭对流动性资产的需求，本文参照 Wen（2015）引入流动性约束，即家庭在每一期的货币持有必须是非负的。^①由于收入具有不确定性，尽管持有货币并不产生利息收入，但每个收入较高的家庭仍会有动机持有一定量的货币（流动性）。因此，本文在刻画货币需求时，与标准的货币模型，如货币现行约束（CIA）或货币效用（MIU），有本质区别。当收入不确定性增加时，给定其他条件不变，家庭面临流动性短缺的风险会增大，因而倾向于持有更多的货币以平滑消费路径。这种预防性储蓄会降低消费支出（传统文献中的机制）。与此同时，高的流动性需求反映了更高的流动性溢价（liquidity premium），货币与债券市场的无套利条件表明，名义利率（持有货币的机会成本）也相应地升高。家庭对流动性资产的更高需求会挤出生产性资本的供给，因而降低了总投资。收入不确定性上升引致的总需求下降（消费+投资）会造成通货紧缩，这又进一步降低了企业对物质资本的需求，因而在生产性资本市场上，需求与供给同时下降，最终造成投资水平的大幅减少。由此可见，微观家庭的资产配置为收入不确定性冲击提供了关键的传导机制。

以上仅是从理论角度给出定性的传导机制分析，为了进一步定量评估收入不确定性的宏观效应，我们利用中国季度产出、投资、通胀与货币流速序列对模型进行贝叶斯结构估计。由于中国并没有微观层面的收入分布季度数据，我们仅能将收入不确定性冲击作为潜变量处理；通过贝叶斯方法，利用货币流速序列对收入不确定性冲击非常敏感的特性，我们可以很好地识别该冲击。进一步利用卡尔曼（Kalman）平滑技术提取收入不确定性冲击序列，我们发现该序列很好地反应了现实中的重大经济事件。例如，在 2008 年全球金融危机期间，中国家庭的收入不确定性在很短的时间内出现了大幅上升，而在 2009 年中央政府实施 4 万亿财政刺激计划后（至 2011 年底），该不确定性又呈现了大幅回落，这表明逆周期的大型财政刺激计划能够显著降低经济不确定性。基于估计的模型，我们进一步评估收入不确定性冲击对经济波动的贡献度。方差分解显示，该冲击解释了约 45% 的产出和投资波动。以上分析表明，收入不确定性冲击是我国经济波动的重要来源之一，它对于理解流动性约束下的中国经济具有重要的意义。

本文试图回答的另一个重要问题是，货币政策是否能够稳定由收入不确定性造成的经济

差除以均值后得到的相对标准差表示收入不确定性，同理可以计算劳动收入不确定性。我们的结果与 Chamon et al.（2013），Yu 和 Zhu（2013）非常类似。需要说明的是，用相对标准差表示收入不确定性的好处是，通过这样的处理，可以消除绝对标准差和均值同时变大或变小造成的趋势性影响。这与下文中理论模型的定义也相一致。然而，用 CHNS 数据库计算收入不确定性的最大问题在于，该数据库仅有数百个样本，且不包括农村家庭。尽管近年来甘犁等（2012, 2014）主导的中国家庭金融调查（CHFS）提供了 2011 年 8438 户和 2013 年 28141 户家庭收入的非平衡面板数据，样本量更大也更合理，但由于其可追溯年限较短，即使利用此两年的数据计算出收入不确定性，也无法与采用 CHNS 较长年限数据（1989~2009）计算的收入不确定性直接进行比较，故我们没有采用 CHFS 数据。

^① 如果不存在流动性约束，由于持有货币并不产生利息收入，因而家庭不会有动机持有货币，从而不确定性冲击不影响货币需求，以及货币政策的有效性。

波动？为此，我们着重比较了以货币增速为工具的数量型规则和以利率为工具的价格型（泰勒）规则。脉冲反应显示，价格型的货币政策能够更好地稳定经济。正如前文分析，收入不确定性会导致名义利率的上升、生产性资本被挤出。而泰勒规则直接控制名义利率来锚定通胀和产出缺口，因而较之数量型规则更为精准和有效。脉冲反应显示，泰勒规则在收入不确定性上升时，通过大幅提高货币增速有效地控制了无风险债券名义利率的上升幅度和风险资本名义收益率的下降幅度。市场充足的流动性使得预防性货币需求不再挤出生产性资本的供给以及消费水平。收入不确定性对总需求的不利影响得到了有效的缓解。由此可见，“新常态”下，经济走势不确定性加大的关键时期，以利率规则为主导的货币政策具有更好的稳定性，因而利率市场化等一系列金融市场改革至关重要。

本文随后部分安排如下：第二部分是文献回顾及本文的贡献；第三部分详细描述理论模型；第四部分给出贝叶斯结构估计，并定量评估收入不确定性的宏观效应；第五部分从资本市场角度重点分析不确定性冲击的传导机制；第六部分定量考察不同货币政策规则的稳定性；最后部分总结全文并给出相应的政策分析。

二、文献回顾及本文的贡献

在正式讨论模型前，有必要对相关文献作简要回顾。篇幅原因，我们仅讨论与本文最接近的收入不确定性文献、考虑不确定性冲击的异质性个体文献以及流动性约束文献。

收入不确定性会直接对家庭的消费和储蓄决策产生影响。经典储蓄理论（Carroll 和 Kimball, 1996）表明，在效用函数满足标准的正则条件下，家庭在面临收入不确定性增加时，会倾向于减少消费、增加（预防性）储蓄。Caballero（1991）发现，无法平滑的收入不确定性导致的预防性储蓄（precautionary saving）可能是总财富积累一个重要的来源；并且其模型能较容易地解释除常规生命周期储蓄之外，美国可观测净财富的 60% 以上。Carroll 和 Samwick（1997）采用 PSID 数据发现，收入不确定性越高的消费者，其财富也系统性更高。Carroll 和 Samwick（1998）继续采用 PSID 数据通过家庭财富对不确定性测度的回归结果显示，家庭存在预防性储蓄。Carroll 和 Samwick（1998）通过模拟还发现，假如样本中所有的消费者与最低不确定性组的相同，那么这些消费者 32~50% 的财富积累可归因于额外的不确定性。Carroll et al.（2003）通过家庭资产负债表研究了失业风险与预防性财富的关系。Meng（2003）研究了中国城市家庭的失业、消费平滑和预防性储蓄行为。He et al.（2015）在定量研究财富积累中收入不确定性变化对预防性储蓄的解释力时，总结了利用微观数据估计预防性储蓄时识别收入不确定性变化的三个一般性困难。第一大困难是难于识别大且外生的收入不确定性变化（Lusardi, 1998）。第二大困难是与职业选择相关的“自选择”偏误。预防性储蓄不仅依赖于风险，还依赖于风险偏好（Caballero, 1990, 1991）；风险偏好不仅影响储蓄行为，而且还影响职业选择；并且储蓄行为与职业选择是相关的。第三大困难是如何分开收入不确定性效应与收入预期对储蓄行为的效应（对永久收入的一个最优反应，例如永久收入假说效应）。He et al.（2015）认为，打破“铁饭碗”的国有企业改革可以作为一个识别收入不确定性变化的自然实验，因而可以利用改革前 1995 年的和改革后 2002 年的中国家庭收入调查（CHIP）微观数据以及 DID（difference-in-difference）方法进行估计，其估计结果显示，预防性储蓄是重要的，能说明城市国有企业职工财富积累中的约 30%。国内探讨收入不确定性、预防性储蓄及消费的实证文献较少。万广华等（2001）运用中国 1961~1998 年间的发现流动性约束型消费者所占比重的上升及不确定性的增大，造成了中国的低消费增长和内需不足。罗楚亮（2004）利用社科院经济所收入分配课题的城镇住户调查数据分析发现，收入不确定性等因素对城镇居民消费水平具有显著的负效应，完善社保制度对化解居民收支风险具有重要作用。樊潇彦等（2007）利用 CHNS 数据分析了收入风险对居民耐用品消费的影响，发现 1990 年代中后期国企改革与员工下岗使居民“收入风险”显著上升，进而明显抑制了城乡家庭的耐用品消费。黄祖辉等（2011）使用纵跨 1986~1991 年和 1995~2006 年两个时期的浙江省农村固定观察点数据发现，对处于财富均值水平的农户而言，收入风险的标准差每增加 50%，预防性储蓄占家庭净财富的比重增加 75%。

目前，微观层面的不确定性，尤其是个体异质性方面的文献，日益受到国际主流宏观学界的重视。实证方面，Bloom et al.（2012）系统地研究了美国企业层面不确定性，他们发现该序列具有强的逆周期性，它的上升会造成较大的经济萧条；Castro et al.（2013）发现全要素生产率（TFP）的个体异质性波动能够解释约 80% 的美国制造业企业面临的不确定性；

Bachmann 和 Bayer (2014) 利用向量自回归 (VAR) 方法考察了企业不确定性冲击的宏观效应, 他们发现不确定性上升会显著导致核心经济指标的下滑; Wang et al. (2016) 基于跨国企业层面数据, 研究发现市场不确定性的上升会造成企业进入 (entry) 市场行为的严重扭曲 (distortion), 从而对整个经济造成不利影响。定量模型方面, 现有文献发展了一系列具有实际摩擦 (real friction) 的异质性动态一般均衡模型。例如, Bloom et al. (2012)、Bachmann 和 Bayer (2013) 构建了具有投资不可逆和非凸性调节成本的异质性企业模型, 投资层面的摩擦使得企业在不确定性加大的情况下, 持观望态度 (wait-and-see), 并减少投资; Arellano et al. (2018)、Christiano et al. (2014)、Gilchrist et al. (2014) 构建了具有金融摩擦的异质性企业模型, 不确定性的上升导致企业外部融资成本 (credit spread) 加大, 进而减弱了总的投资需求; Schaal (2015) 将劳动力市场摩擦引入异质性企业模型, 讨论了劳动搜寻摩擦对于放大不确定性冲击的机制; Wang et al. (2016) 将企业进入行为引入异质性模型, 考察了市场不确定性如何通过扭曲高效率企业进入市场的行为来对整个经济造成不利影响。^① 以上研究均从生产角度讨论不确定性, 鲜有文献从货币 (或流动性) 需求角度讨论不确定性冲击的传导机制。**毫无疑问, 货币需求对理解货币政策至关重要。**为此, 基于理论和政策评估的重要性, 我们在新凯恩斯框架下引入家庭收入不确定性。

最后, 本文与流动性约束宏观文献密切相关。研究流动性约束宏观效应的文献通常可以分为企业层面和家庭层面。对于前者, 代表性的文章为 Miao 和 Wang (2018) 及其后续一系列研究。这类文献将 Kiyotaki-Moore 类型的金融约束引入异质性企业框架, 讨论流动性约束对资产泡沫和宏观波动的影响。本文研究属于家庭流动性宏观文献。该类文献的代表研究包括 Bewley (1980, 1983), Deaton (1991), Wen (2010, 2015) 以及一系列相关研究。这类文献通过流动性约束来反应金融市场的不完备性, 重点刻画内生的预防性持币需求。^② 因此, 流动性约束文献与传统的新凯恩斯模型采用货币效用 (MIU) 或现金先行约束 (CIA) 有本质区别。本文引入异质性家庭可支配收入和流动性约束的方式参照了 Wen (2015) 的设置, 但不同之处在于, 本文在把异质性家庭部门引入标准的新凯恩斯框架, 并考虑了多种资本市场 (货币、生产性资本、债券) 及其联动性。本文理论和定量分析均表明, 资本市场联动性为收入不确定性冲击提供了重要的传导机制。此外, 为了定量刻画收入不确定性, 本文采用了具有时变方差的对数正态分布, 而非 Wen (2015) 中无时变特征的帕累托分布, 以上设定使得我们能够定量刻画均值不变下的二阶矩冲击。最后, Wen (2015) 重点在考察异质性个体框架下的通货膨胀福利, 而本文则是定量考察收入不确定性的传导机制以及相应的货币政策效果评估。

与上述不确定性以及流动性文献的区别还在于, 本文重点考察的是家庭层面的收入异质性, 而非企业层面的生产技术异质性, 且发现资产配置是一个重要的传导机制。理论方面, 本文构建的异质性家庭 DSGE 模型与传统研究收入不确定性的局部均衡模型有本质区别, 后者无法研究收入不确定性的一般均衡效应。技术方面, 本文基于 DSGE 结构模型, 利用中国宏观经济数据进行贝叶斯估计, 可以很好地识别无法观测的收入不确定性冲击; 同时通过 Kalman 平滑技术, 本文提取了与历史事实相符、随时间变化的收入不确定性冲击。此外, 与文献不同, 我们将微观不确定性引入了新凯恩斯框架, 因而可以在标准的货币经济框架下讨论政策的稳定性问题。据我们所知, 目前国内文献并没有基于异质性个体模型来讨论经济不确定性的研究。而对于经济不确定性上升导致的宏观效应及其传导机制并不十分清楚, 本文研究在这方面做了一个初步尝试, 也为以后定量研究中国经济不确定性提供了一个较好的分析平台。

三、理论模型

本节将给出一个具有收入不确定性冲击的异质性新凯恩斯主义动态随机一般均衡模型。模型主要包括具有收入异质性的家庭部门、完全竞争的最终品部门、垄断竞争的中间品部门、

^① 此外, 目前有文献在代表性个体的 DSGE 模型中讨论宏观 (而非个体异质) 不确定性冲击。例如, Leduc 和 Liu (2012)、Basu 和 Bundick (2015) 在新凯恩斯模型中, 讨论了生产技术的不确定性冲击 (类似于负的需求冲击) 如何影响宏观经济; Born 和 Pfeifer (2014)、Fernandez-Villaverde et al. (2015) 同样基于新凯恩斯 DSGE 模型研究了财政与货币政策不确定性变化对美国经济的效应, 并发现财政政策波动冲击对经济具有负效应。许志伟和王文甫 (2015) 基于一个流动性约束的新凯恩斯模型, 研究了宏观政策不确定性对中国经济波动的负面影响。

^② Deaton (1991) 中的预防性储蓄资产并非特指货币资产, 且该文模型并未考虑异质性个体一般均衡, 但该文流动性约束的设置与本文使用的完全一致, 即所持资产必须非负。

中央银行以及资本品生产者等五个部门。假设最终和中间产品生产厂商以及资本品厂商均由家庭部门拥有。下面，我们着重讨论微观层面的异质性家庭部门。其中，家庭的异质性主要体现在家庭决策规则的异质性和家庭总收入分布的异质性两方面。

(一) 异质性家庭部门

1. 模型设定与个体决策

整个经济中有测度为 1 的家庭连续统，每个家庭 $i \in [0,1]$ 每期的可支配收入 X_{it} （下文将给出具体定义）受到个体异质性（idiosyncratic）的收入冲击 θ_{it} 影响。该冲击在每个家庭间、各个时期独立同分布，具有在 $[\theta_{\min}, \theta_{\max}]$ 上的累积分布函数 $F(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。假设分布函数 $F(\theta_{it}; \sigma_t)$ 是均值为 1，标准差为 σ_t 的对数正态分布。^① 由于 σ_t 刻画了收入的不确定性，该变量即为收入不确定性冲击。参考 Wen (2015)，假设每期分为两个子时期（sub-period）：在第一个子时期，收入异质性冲击 θ_{it} 并未实现，家庭进行劳动供给 N_{it} 以及国债资产购买 B_{it} 和实物性资产购买 K_{it+1} 三个决策；在第二个子时期，收入异质性冲击 θ_{it} 实现，家庭进行消费 C_{it} 和货币持有 M_{it} 两个决策。因此，每个家庭持有三种不同类型的资产：国债、实物性资产以及高流动性的货币。前两者的区别在于收益率是否有风险；货币与其他资产的区别在于，尽管收益率为零，但其能提供流动性。正是为了刻画上述区别，我们假设国债和实物性资产的购买决策发生在异质性收入冲击的实现之前。

根据标准的 DSGE 文献（如 King 和 Rebelo, 1999），我们假设家庭 i 对最终消费具有 CRRA 效用，而劳动的效用则采用 DSGE 常用的劳动不可分形式（Hansen, 1985）。^② 家庭 i 的目标为最大化期望终生效用函数：

$$\max_{\{C_{it}, M_{it}\}} E_0 \left[\max_{\{B_{it+1}, N_{it}, K_{it+1}\}} \tilde{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t (\log C_{it} - a_n N_{it}) \right], \quad (1)$$

其中 β 为主观折现因子； a_n 为劳动负效用的参数； E 和 \tilde{E} 分别代表含有和不含 θ_{it} 信息的数学期望。家庭的资源约束可以写为：

$$C_{it} + M_{it}/P_t = \theta_{it} X_{it}, \quad (2)$$

其中 P_t 为物价水平； X_{it} 为扣除资本支出后的实际（real）可支配收入，其由持有的货币、国债资产变动、实物性资本收入、劳动收入以及所拥有本国企业的利润构成：

$$X_{it} = (M_{it-1} + T_{it} + R_{t-1} B_{it-1} - B_{it})/P_t + w_t N_{it} + r_t K_{it} + D_{it} - Q_t [K_{it+1} - (1-\delta)K_{it}], \quad (3)$$

其中 Q_t 为投资品价格； δ 为生产性资产的折旧率； T_{it} 为货币当局的货币注入； R_t 为无风险名义利率； w_t 和 r_t 分别为实际工资和实际资本回报率； D_{it} 为企业利润。

此外，定义实际货币持有为 $m_{it} = M_{it}/P_t$ ，参照 Wen (2015)，我们引入货币持有的流动性约束：^③

$$m_{it} \geq 0. \quad (4)$$

该约束表明每个家庭的货币持有必须非负，即不存在货币的外部融资渠道。引入上述流动性约束主要基于理论和现实两方面的考虑。理论方面，本文分析框架本质是个体异质性模型，即家庭的收入具有异质性，每个家庭每期都受到不确定性冲击 σ_t 的影响，该冲击会影响整个经济中家庭的收入分布。如果金融市场是完备，那么个体异质性模型理论上等价于代表性

^① 为了保证加总后的总资源约束成立，异质性收入冲击的均值必须等于 1。在后文稳健性部分，为了考察收入层面的一阶矩冲击，我们引入了经济周期文献中标准的技术冲击。

^② 根据 Lagos 和 Wright (2005) 以及 Wen (2015)，在异质性个体家庭模型中，线性的劳动负效用能够保证家庭的最优决策具有分析解（具体见附录 1 和 2 分别对定理 1 和 2 的证明），因而在对个体决策变量进行宏观加总时，能够直接求积分，而无需利用 Krusell 和 Smith (1998) 的数值方法，这么做的最大优势是可以直接应用 DSGE 标准的一阶泰勒展开对本文模型的动力系统进行求解，并利用贝叶斯方法进行结构估计。

^③ 严格来说，我们仅需要假设货币资产的持有满足一个可正可负的下界即可。在本文分析中，我们设定下界为零。该流动性约束最早来自于不完备市场理论经典文献 Bewley (1980, 1983)。

个体模型，因而本文考察的不确定性冲击并不起作用。不等式约束（4）的存在意味着金融市场的不完备性，这使得家庭在面临低收入情形时（ θ_{it} 的实现值很低），并不能靠以无成本融资（即以 m_{it} 为负）的方式来获得合意流动性，消费也就无法被平滑。因此，在收入具有不确定性情况下，微观家庭会预防性地增持货币来避免此情形发生。事实上，该流动性约束的存在，为家庭层面的货币需求提供了一个内生的微观机制。这是因为，在引入货币时，本文并未采用标准的货币效用（MIU）或者现金先行（CIA）等简约式（reduced form）货币理论。因此，在完备市场下，家庭会严格偏好那些具有正收益的生产性资本或者政府债券，而没有动机持有利息回报为零的货币。但在流动性约束下，货币本质上具有了提供流动性的功能，因而持有货币能够产生一个隐性收益，即流动性溢价（具体见下文讨论）。该流动性溢价使得均衡时，家庭对货币具有正的需求。不确定性越高，流动性溢价越大，货币需求也就越高。由此可见，流动性约束的引入，内生化了家庭的货币需求，并为不确定性冲击提供了传导机制，潜在地对货币政策有效性产生影响。此外，流动性约束的设置同样具有现实意义。正如 Wen（2015）、Dong et al.（2018）所指出的，在发展中国家，由于缺乏完善的金融体系，流动性好的资产也是家庭缓解不确定性，进行自我保险（预防性储蓄）的重要工具。需要注意的是，由于家庭在决定劳动时，并没有观测到异质性收入冲击，因此无法用调整劳动来平滑收入不确定性。这也是为什么我们需要将每期分为两个子时期。

记等式（2）和（4）的 Lagrangian 乘子分别为 λ_{it} 和 η_{it} ，通货膨胀率为 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ ，则 $\{N_{it}, K_{it+1}, B_{it}, C_{it}, m_{it}\}$ 对应的一阶条件（FOC）分别为：

$$a_n = w_t \tilde{E}_t(\theta_{it} \lambda_{it}), \quad (5)$$

$$\tilde{E}_t(\theta_{it} \lambda_{it}) Q_t = \beta E_t[(r_{t+1} + (1-\delta)Q_{t+1}) \tilde{E}_{t+1}(\theta_{it+1} \lambda_{it+1})], \quad (6)$$

$$\tilde{E}_t(\theta_{it} \lambda_{it}) = \beta R E_t \tilde{E}_{t+1}(\theta_{it+1} \lambda_{it+1} / \pi_{t+1}), \quad (7)$$

$$1/C_{it} = \lambda_{it}, \quad (8)$$

$$\lambda_{it} = \beta E_t[\tilde{E}_{t+1}(\theta_{it+1} \lambda_{it+1}) / \pi_{t+1}] + \eta_{it}. \quad (9)$$

等式（5）为劳动供给方程，由于劳动决策在收入冲击 θ_{it} 的实现之前，因此该方程右边出现了预期算子 \tilde{E} ；等式（6）描述了风险资产（生产性资产）的跨期决策方程，左边为预期成本（该预期作用于异质性收入冲击），右边为预期收益率；等式（7）为无风险资产的跨期决策方程，同样地，由于该决策在收入冲击实现之前，因此等式左右两边均出现了预期算子 \tilde{E} ；等式（8）为消费的最优条件；等式（9）为货币持有的跨期决策，左边为持有货币的机会成本，右边为货币的预期收益。值得提出的一点是，如果没有流动性约束等式（4）（ $\eta_{it} = 0$ ）以及假如不存在收入异质性（ $\theta_{it} = 1$ ），等式（7）和（9）表明在稳态时家庭无动机持有货币。这表明防范流动性约束出现束紧的风险并平滑其消费是家庭预防性持有货币的主要目的。

给定宏观状态，家庭的消费与货币持有决策服从触发策略（trigger strategy）。^①记触发策略的临界值为 θ_{it}^* ，那么家庭的决策规则可分为如下两种情况：

情形 1： $\theta_{it} \geq \theta_{it}^*$ 。在这种情形下，家庭的可用收入较高。此时，为防范未来面临的流动性风险，家庭倾向于持有货币，即 $M_{it} \geq 0$ ，这表明 Lagrangian 乘子满足： $\eta_{it} = 0$ 。附录 1 证明了此时的临界值 θ_{it}^* 满足如下定义： $[1/X_{it}][\beta E_t(a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1}))]^{-1}$ 。

情形 2： $\theta_{it} < \theta_{it}^*$ 。此种情形下，家庭的总收入很低。此时，货币的流动性约束（4）以

^① 数学上，最优货币持有和消费决策满足触发策略的主要原因在于，家庭的目标函数为货币持有和异质性收入冲击的线性函数。因此，最优货币持有本质为角点解，且唯一。流动性约束确定了角点解的下界，而预算约束则给出了角点解的上界。

等号成立，即家庭选择将当期的流动性全部用于平滑消费。因此，我们有： $m_{it} = 0$ 和 $\eta_{it} > 0$ 。

基于上述两种情形，家庭的最优决策由如下定理刻画。

定理 1: 给定宏观经济状态，异质性家庭 i 面临的收入冲击临界值 θ_{it}^* 以及可支配收入 X_{it} 与个体状态无关，即 $\theta_{it}^* \equiv \theta_t^*$ ， $X_{it} \equiv X_t$ ；最优消费 C_{it} 和实际货币持有量 m_{it} 由如下触发策略描述：

$$C_{it} = \min\{\theta_t^*, \theta_{it}\}X_t, \quad (10)$$

$$m_{it} = \max\{\theta_{it} - \theta_t^*, 0\}X_t, \quad (11)$$

事前的可支配收入 X_t 满足：

$$X_t = \Phi(\theta_t^*; \sigma_t)[w_t / (\theta_t^* a_n)], \quad (12)$$

其中 $\Phi(\theta_t^*; \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \max\{\theta_{it}, \theta_t^*\} dF(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。

证明：见附录 1。

定理 1 表明，当可支配收入较低时（ $\theta_{it} < \theta_t^*$ ），家庭面临流动性约束的作用，因而会将所有可用资金（包括上期的货币持有）用于平滑消费，即： $C_{it} = \theta_{it}X_t$ ， $m_{it} = 0$ ；而当可支配收入较高时（ $\theta_{it} > \theta_t^*$ ），流动性约束并没有起到限制作用，因而家庭会预防性地持有货币（ $m_{it} > 0$ ）来对冲掉未来流动性缺乏的风险，此时的最优消费为 $C_{it} = \theta_t^*X_t$ 。需要注意的是， X_{it} 独立于家庭的个体状态的原因在于：第一， X_{it} 是在 θ_{it} 实现之前确定的，当她们作无风险债券购买、劳动供给以及投资决策时，所有家庭面临的异质性冲击分布相同；第二，拟线性偏好结构暗示了劳动供给能够有弹性地调整以满足总收入的目标水平（在可能的总收入冲击预期下）。然而，因为其值由 $\theta_{it}X_t$ 给定，所以有效可支配收入水平仍然依赖于家庭 i 的个体状态。

定义 $\Lambda_t = a_n / w_t$ ，等式（5）、（7）和（9）表明，无风险债券和货币的跨期决策方程可以表示成：

$$1 = \beta R_t E_t[\Lambda_{t+1} / (\Lambda_t \pi_{t+1})], \quad (13)$$

$$1 = \beta \Phi(\theta_t^*; \sigma_t) E_t[\Lambda_{t+1} / (\Lambda_t \pi_{t+1})]. \quad (14)$$

由此可以推得 $\Phi(\theta_t^*; \sigma_t) = R_t$ 。需要强调的是，本文模型中的货币虽然没有利息收入，但存在大于 1 的流动性溢价（Liquidity Premium），即等式（14）中的 $\Phi(\theta_t^*; \sigma_t)$ 。因此，上述等式本质上描述了无风险债券与货币之间的无套利条件。

2. 收入不确定性的一阶宏观效应

与标准的代表性个体 DSGE 模型不同，尽管本文模型中的收入不确定性冲击 σ_t 针对的是收入冲击的二阶矩变化，但它对宏观经济尤其是总消费和总货币需求具有直接的一阶效应。为理解这点，我们首先将微观决策变量 χ_{it} 的宏观加总定义为： $\chi_t = \int \chi_{it} di$ 。由大数定律以及定理 1 可知，总消费和总的实际货币需求为

$$C_t = \Psi(\theta_t^*; \sigma_t)X_t, \quad (15)$$

$$m_t = \Theta(\theta_t^*; \sigma_t)X_t. \quad (16)$$

上述方程中， $\Psi(\theta_t^*; \sigma_t)$ 刻画了边际消费倾向在家庭维度的平均值。附录 2 证明，该变量满足 $\Psi(\theta_t^*; \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \min\{\theta_{it}, \theta_t^*\} dF(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。由于积分号中表达式为异质性收入冲击 θ_{it} 的凹函数，根据詹森（Jensen）不等式， $\Psi(\theta_t^*; \sigma_t)$ 为不确定性冲击 σ_t 的减函数。同理， $\Theta(\theta_t^*; \sigma_t)$

为持有货币的边际倾向，其满足 $\Theta(\theta_t^*, \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \max\{\theta_{it} - \theta_t^*, 0\} dF(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。根据詹森不等式， $\Theta(\theta_t^*, \sigma_t)$ 为不确定性冲击 σ_t 的增函数。因此，给定收入变量 X_t 和临界值 θ_t^* ，收入不确定性升高，会导致总消费的下降，总货币需求的上升。需要强调的是，收入不确定性对消费和货币需求的上述影响，即便在对数线性化情况下（排除任何高阶宏观效应）仍然存在，因此它体现了收入不确定性的一阶宏观效应。^①为考察收入的一阶矩冲击，稳健性分析部分加入了中性技术等标准的外生冲击过程，具体见附录 5 的讨论。

3. 货币数量方程

在收入异质性与流动性约束的设定下，货币数量方程与传统模型得出的形式有显著区别。为理解这一点，由等式（15）、（16）可推得基于消费的货币数量方程 $C_t = m_t V(\theta_t^*, \sigma_t)$ ，其中货币流通速度满足 $V(\theta_t^*, \sigma_t) = \Psi(\theta_t^*, \sigma_t) / \Omega(\theta_t^*, \sigma_t)$ 。同理，我们可推得基于产出的货币数量方程 $Y_t = m_t \tilde{V}(\theta_t^*, \sigma_t)$ ，这里的 $\tilde{V}(\theta_t^*, \sigma_t) = V(\theta_t^*, \sigma_t) Y_t / C_t$ 为传统意义上的货币流通速度。附录 2 证明了在给定其他宏观变量的情况下，货币流通速度为收入不确定性减函数。这也很好理解，当收入不确定性上升时，家庭预防性地持有更多的货币，由于这类货币并不直接用于消费等经济活动，因而整个经济中的货币流通速度下降。

（二）生产部门

生产部门较为标准，我们根据新凯恩斯主义模型的设置方法，假设整个经济包括完全竞争的最终品厂商和垄断竞争的中间品厂商。

我们设定最终品部门由测度为 1 的代表性企业构成。该厂商利用 $[0,1]$ 上的中间品生产最终产品，其生产函数具有 CES 形式： $Y_t = [\int_0^1 Y_{jt}^{(\phi-1)/\phi} dj]^{\phi/(\phi-1)}$ 。假设第 j 种中间品价格为 P_{jt} ，则最终品厂商的利润最大化问题为 $\max_{\{Y_j, Y_t\}} P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt} Y_{jt} dj$ 。

每一个垄断竞争的中间品厂商 j ，雇佣劳动 N_{jt} 和租赁资本 K_{jt} ，并根据 Cobb-Douglas 生产技术， $Y_{jt} = K_{jt}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha}$ ，生产中间品。给定最终品厂商的需求函数，中间品厂商选择最优定价来最大化企业利润流。根据标准的新凯恩斯文献（Gali 和 Gertler, 1999；等），我们假设厂商的定价遵循 Calvo 规则，即每一期该厂商有 $1-\rho$ 的概率可以调价，有 ρ 的概率不能调价。如果不能调价，企业将根据 $P_{jt} = P_{j,t-1}$ 进行定价。而可以调价的厂商则选择最优价格 P_{jt}^* 来满足优化问题： $\max_{P_{jt}^*} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\rho)^s \Lambda_{t+s} [P_{jt}^* Y_{jt+s} - P_{t+s} (r_{t+s} K_{jt+s} - w_{t+s} N_{jt+s})]$ 。可以证明（见 Gali 和 Gertler, 1999），最优的定价法则为

$$P_{jt}^* \equiv P_t^* = \frac{\phi}{\phi-1} \frac{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\rho)^s \Lambda_{t+s} P_{t+s}^\phi Y_{jt+s} v_{t+s}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\rho)^s \Lambda_{t+s} P_{t+s}^{\phi-1} Y_{jt+s}}, \quad (17)$$

其中 $v_t = (\frac{w_t}{1-\alpha})^{1-\alpha} (\frac{r_t}{\alpha})^\alpha$ 为边际成本。此外，价格指数方程满足：

$$P_t^{1-\phi} = \rho P_{t-1}^{1-\phi} + (1-\rho) (P_t^*)^{1-\phi}. \quad (18)$$

（三）资本品厂商

为进一步刻画投资品价格，我们根据 Bernanke et al. (1999)，引入资本品生产部门。

^① 我们讨论的一阶效应本质上与 Christiano et al. (2014) 讨论的企业层面风险冲击的一阶效应相同。

该部门由一个代表性资本品生产者构成。该厂商以价格 Q_t 提供投资品给家庭部门。资本品厂商选择最优投入 I_t 满足最优化问题： $\max_{I_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \Lambda_t \{Q_t I_t - [1 + \frac{\omega}{2}(g_t - 1)^2] I_t\}$ ，其中 $g_t = I_t / I_{t-1}$ 为投资品增长率； $\omega > 0$ 刻画了投资品调节成本。最优投资的一阶条件为：

$$Q_t = 1 + \frac{\omega}{2}(g_t - 1)^2 + \omega(g_t - 1)g_t - \beta\omega E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} (g_{t+1} - 1)g_{t+1}^2. \quad (19)$$

等式 (19) 为投资的需求方程，表明 Q_t （即传统意义上的 Tobin 的 Q ）越大，投资需求 I_t 增加，投资增长 g_t 加快。

(四) 货币当局

最后我们引入货币当局来执行货币政策。多年来，中国人民银行的货币政策一直以控制货币数量为主要调控手段。大量文献研究表明（例如，韩平等，2005；欧阳志刚和史焕平，2010；Chen et al., 2016；Li 和 Liu, 2017），从上世纪 90 年代至 2015 年（存款利率管制放松时点），数量规则较之利率规则更好地刻画了中国货币当局的政策规则。^①为此，我们设定中央银行执行如下货币数量规则，记名义货币存量的增长率为 $g_{mt} = M_t / M_{t-1}$ ：

$$\frac{g_{mt}}{g_m} = \left(\frac{g_{mt-1}}{g_m}\right)^{\rho_m} \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{-\rho_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{-\rho_y}, \quad (20)$$

这里的 g_m, π, Y 分别代表稳态货币增长率、通胀率和产出水平；货币规则中的各个系数满足 $\rho_m \in (0, 1), \rho_\pi > 0, \rho_y > 0$ 。

(五) 一般均衡与完整动力系统

一般均衡时，各商品市场与资本市场均出清，即 $\chi_t = \int_0^1 \chi_{it} di = \int_0^1 \chi_{jt} dj$ ， $\chi = \{K, N\}$ ； $B_t = B_{t-1} = 0$ ； $M_t = M_{t-1} g_{mt}$ 。整个经济的资源约束满足：

$$C_t + [1 + \frac{\omega}{2}(g_t - 1)^2] I_t = Y_t. \quad (21)$$

最后，我们进一步设定收入不确定性冲击 σ_t 满足如下 AR(1) 过程：

$$\log(\sigma_t / \sigma) = \rho_\sigma \log(\sigma_{t-1} / \sigma) + \varepsilon_{\sigma t}, \quad \varepsilon_{\sigma t} \sim N(0, \sigma_\sigma^2). \quad (22)$$

上述各经济部门和各市场之间的均衡条件以及外生冲击过程共同构成了一个经济动力系统。根据这个系统，我们可以计算出模型的稳态值。限于篇幅，动态系统的所有方程组和稳态值求解的细节请参见附录 3，正文中从略。

四、贝叶斯结构估计

(一) 数据描述

给定上述经济系统的最优解，利用动态贝叶斯方法对上述理论模型的参数进行估计。^②在估计时，我们需要选取模型中对应的可观察序列。具体地，我们采用通货膨胀率、实际产出增长率、实际投资增长率以及 M2 货币流通速度的变化率四个可观测宏观序列，分别记为 $\{\pi_t^{\text{Data}}, g_{yt}^{\text{Data}}, g_{it}^{\text{Data}}, g_{vt}^{\text{Data}}\}$ 。Chang et al. (2015a) 利用目前相对较优的计量方法（Higgins 和 Zha, 2015）基于国家统计局的原始数据，构造了能与美国宏观经济数据具有可比性的，经过季度调整后的大部分中国宏观经济季度数据。^③我们选取 Chang et al. (2015a) 数据中的名

^① 随后的传导机制分析表明，数量规则下，不确定性冲击具有重要的宏观效应。而利率规则（完全的利率市场化）由于能够平滑不确定性冲击，而无法提供相应的放大机制。这表明，在利率规则下，不确定性冲击对宏观经济的动态影响非常有限，因此，考虑了利率规则的定量模型无法解释历史数据中货币流通速度的强顺周期性。

^② 关于动态贝叶斯方法，请参见 An 和 Schorfheide (2007)。

^③ 数据可从地址：<http://www.nber.org/data-appendix/c13592/> 下载。

义家庭消费、名义政府消费和名义总资本形成来计算名义产出。^①该产出和投资变量主要反映了家庭消费（包含政府的消费）与企业投资（包含名义政府总固定资本形成、名义家庭总固定资本形成和名义库存等）的中国宏观经济行为，其时间跨度为1996年1季度至2014年4季度（首期除外，共有91个数据）。基于Chang et al. (2015a) 构造的GDP平减指数，我们可以进一步得到实际总产出与实际总投资变量。对于M2货币流通速度，我们通过名义产出除以Chang et al. (2015a) 数据中的货币供给量M2计算得到；这样，当期的M2货币流通速度除以上一期的即可得到其变化率。

（二）估计结构

为了重点考察收入不确定性冲击的相对重要性，我们在模型中仅考虑收入不确定性1个外生冲击；同时，参照Ireland (2004) 对四个可观测变量引入一个具有向量自回归（VAR）结构的测量误差向量。具体而言，可观测变量满足如下结构：

$$\hat{\Xi}_t^{\text{Data}} = \hat{\Xi}_t^{\text{Model}} + \mathbf{u}_t, \quad (23)$$

$$\mathbf{u}_t = \Gamma \mathbf{u}_{t-1} + \Sigma \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (24)$$

其中， $\Xi = \{\pi, g_y, g_i, g_v\}$ ； $\hat{\Xi}$ 代表偏离稳态的百分比； \mathbf{u}_t 为测量误差； $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 为均值为零的四维独立列随机向量。根据Ireland (2004)，上述估计结构本质上是DSGE-VAR混合模型，其背后的思想是：如果模型能够较好地拟合数据，那么等式（24）中的VAR简约模型，并不能很好地解释数据 $\hat{\Xi}_t^{\text{Data}}$ 的动态，从而可知 \mathbf{u}_t 对数据的解释力（方差分解）较小，而含有收入不确定性冲击 σ_i 的结构模型部分 $\hat{\Xi}_t^{\text{Model}}$ 对数据的解释力则较大。相反，如果基准模型 $\hat{\Xi}_t^{\text{Model}}$ （即本文理论）不能解释数据，那么VAR部分将解释数据的大部分波动。此外，由于可观测宏观变量的个数小于模型中的1个收入不确定性外生冲击和4个测量误差冲击加总的总个数，因此不存在随机奇异性问题。

（三）参数校准和估计

我们假设一期对应于一个季度。我们将模型参数分成三个集合。

对于标准的结构参数 $\{a_n, \beta, \delta, \pi, g_i, g_y, g_v\}$ ，我们采用校准方法。对于闲暇负效用的参数 a_n ，它不影响模型动态，因此我们将其标准化为1；对于资本产出弹性 α ，根据文献（例如，Chow 和 Li (2002) 的估计值为0.55、张军 (2002) 的估计值为0.499、许志伟等 (2010) 的估计值为0.5），我们将其值校准为0.5；对于主观折现因子 β ，我们依据1992~2014年一年期定期存款平均年利率数据约为4%，将其设定为0.99；对于资本折旧率 δ ，参照国内主流文献（例如，王文甫，2010；吴化斌等，2011）设定其值为0.025（对应于年度折旧率0.1）。利用通货膨胀率、投资、实际产出以及M2货币流通速度数据，我们可以分别得到稳态时的通货膨胀率（ π ）1.012、投资的增长率（ g_i ）1.027、产出增长率（ g_y ）1.024、以及M2货币流通速度的变化率（ g_v ）0.991。稳态时M2货币流通速度的变化率小于1，这表明我国M2货币流通速度历年来逐渐减慢，刘建丰等 (2018) 对该问题给出了详细讨论。

对于模型结构参数 $\{\omega, \rho, \phi, \sigma, \rho_\sigma, \sigma_\sigma, \rho_m, \rho_y, \rho_\pi\}$ ，我们采用贝叶斯方法进行估计。贝叶斯过程中，参数的先验分布在整个估计过程中作用重要，因此我们需要慎重选择。下面，我们结合贝叶斯估计和DSGE文献，对不同参数的先验分布进行设定。关于投资调节成本参数 ω ，其取值范围为大于零，因此根据Liu et al. (2013) 与Miao et al. (2015) 等文献中的估计值和先验分布设定，选取其先验分布为均值为0.2，标准差为0.1的Gamma分布；中间品厂商不能调价概率 ρ ，其取值范围为(0, 1)，因此我们将其先验分布设定为均值为0.5，标准差为0.2，且取值范围在(0, 1)之间的Beta分布；中间品替代弹性 ϕ ，其取值范围为大于1的正数，因此我们设定其先验分布为均值为6，标准差为2.5的Gamma分布，该分布的95%区间包含了文献中常见的校准值（如李春吉和孟晓宏 (2006)、吴化斌等 (2011)）

^① 为了简化，我们不考虑净出口额，假设为封闭经济。

和许志伟等（2018）等文献的校准值为 3.35）；对于异质性收入冲击 θ_{it} 的分布函数，我们设定其服从均值为 1，标准差为 σ_t 的对数正态分布。这里的 σ_t 为不确定性冲击，其稳态值为 σ 。根据 Chamon et al.（2013）整理的 CHNS 城市家庭收入面板数据计算的相对值（见引言讨论）将其先验分布设定为均值为 1.5，标准差为 0.5 的 Gamma 分布。此外，我们假设 σ_t 过程服从持久系数为 ρ_σ ，扰动标准差为 σ_σ 的 AR(1) 过程。根据 An 和 Schorfheide（2007），我们将 ρ_σ 的先验分布分布设定为均值为 0.8，标准差为 0.1，且取值范围在 (0,1) 之间的 Beta 分布，以及将标准差参数 σ_σ 的先验设定为均值为 0.01，方差趋向于无穷的 Inverse Gamma 分布。对于货币供给规则中的各个参数 $\{\rho_m, \rho_y, \rho_\pi\}$ ，前两个系数取值为大于零的正数（通常需要小于 1），因此我们分别设定 $\{\rho_m, \rho_y\}$ 的先验分布为均值 0.5，标准差 0.2 的 Gamma 分布，而 ρ_π 由于其取值需大于 1 以此保证 Blanchard-Kahn 条件满足，我们因此设定其先验为均值 1.5，标准差 0.5 的 Gamma 分布。

第三个参数集是关于测量误差 VAR 系统中的系数矩阵 Γ 和 Σ ，以及冲击的标准差。对于 Γ 中的每一个元素，我们将其先验分布均设定为均值为 0，标准差为 1，且取值在 (-3,3) 这一较宽区间的广义 Beta 分布。对于方差-协方差矩阵，我们根据文献（Liu et al., 2013）设定其为主对角线元素为 1 的下三角矩阵，且每一个非零元素服从均值为 0.5、标准差为 0.2 的 Beta 分布；测量误差冲击的标准差为服从均值为 0.01，方差趋向于无穷的 Inverse Gamma 分布。

表 1：模型参数的先验分布与后验估计结果

待估参数	先验分布	先验均值	后验均值与 90% 的后验区间
ω	Gamma	0.20	0.0435 (0.0183, 0.0653)
ϕ	Gamma	6	3.6843 (0.8938, 6.1053)
ρ_m	Beta	0.5	0.4561 (0.1398, 0.7622)
ρ_y	Gamma	0.5	0.4135 (0.1669, 0.6853)
ρ_π	Gamma	1.5	1.4001 (0.7437, 2.0650)
σ	Gamma	1.5	0.8813 (0.2986, 1.5145)
ρ	Beta	0.5	0.6981 (0.4915, 0.9008)
ρ_σ	Beta	0.8	0.9137 (0.8447, 0.8447)
σ_σ	Inv-Gamma	0.01	0.0205 (0.0120, 0.0293)

表 1 总结了重要参数的估计结果，其中中间两列为先验分布和先验均值，右边一列报告了模型估计的后验均值及其 90% 的置信区间，这些值都是通过 Metropolis-Hastings 算法模拟 200000 次得到的。^①从表 1 中的结果可以看出，参数 $\{\omega, \rho, \phi\}$ 的后验均值分别为 0.0435、0.6981 和 3.6843，它们与已有文献的估计值均较为接近；货币政策参数 $\{\rho_m, \rho_\pi, \rho_y\}$ 的后验均值分别为：0.4561、1.4001 和 0.4135。收入不确定性均值 σ 的后验均值为 0.8813；不确定性冲击的 AR(1) 持久系数 ρ_σ 和标准差 σ_σ 后验均值分别为 0.9137 和 0.0205，表明收入不确定性冲击的持续性较强。从后验分布函数可以看出，以上三个重点关注参数的估计结果并不受先验分布的影响，具体表现为后验分布呈现出非常明显的峰值。对于测量误差 VAR 系统中的参数，篇幅原因，不再讨论。

^① 设置 Metropolis-Hastings 再抽样参数时，设定跳跃参数为 0.27，该值使得接受率（Acceptance Rate）在理论最优的 0.25 左右。我们设置 Burn-in 样本的大小为 20%。Brook-Gelman 检验表明，通过再抽样技术得到的后验分布收敛，即组间方差趋于 0，组内方差趋于稳定值。我们也进行了 Iskrev 检验，结果显示模型参数在现有模型设定和现有数据下可以很好地被识别。

(四) 收入不确定性冲击的重要性

为考察收入不确定性冲击对我国宏观经济波动的相对贡献，我们进一步作方差分解分析。从表 2 中主要结果的对比可知，尽管收入不确定性冲击并不是通胀波动的驱动力，但该冲击是投资增长、产出增长以及 M2 货币流速变化等宏观变量波动的最重要来源。具体而言，收入不确定性冲击解释了产出和投资波动约 45%，以及货币流速速度波动约 55%。以上结果说明家庭的收入不确定性冲击对我国宏观经济波动的影响十分重要。^①因此，忽视不确定性的宏观效应会对中国经济波动的理解产生偏误。

表 2：收入不确定性对经济波动贡献（%）

期数	通货膨胀	产出增长	投资增长	货币流速变化
1 Q	3.38 (2.62)	43.13 (44.29)	45.60 (37.59)	62.25 (66.06)
4 Q	1.41 (1.18)	44.44 (47.59)	43.50 (40.55)	51.30 (49.67)
16 Q	1.18 (0.88)	44.40 (47.51)	43.22 (40.26)	44.50 (40.09)
40 Q	1.19 (0.86)	44.39 (47.50)	43.22 (40.06)	44.34 (40.06)

注：方差分解是基于估计参数的后验均值进行模拟计算得到；其中括号里的数字对应于内生收入不确定过程下的方差分解。

(五) 稳健性分析

1. 内生收入不确定性过程

在基准模型中，我们假设收入不确定性冲击为外生过程。一个更为合理的假设是，收入不确定性可能会随着经济基本面的变化而发生变化，例如在经济下行期，收入不确定性往往会比较高。为模型内生不确定性冲击，我们进一步假设：

$$\begin{aligned}\log(\sigma_t/\sigma) &= -\kappa_y \hat{y}_t + \kappa_\pi \hat{\pi}_t + \tilde{\sigma}_t, \\ \tilde{\sigma}_t &= \rho_\sigma \tilde{\sigma}_{t-1} + \varepsilon_{\sigma t}, \quad \varepsilon_{\sigma t} \sim N(0, \sigma_\sigma^2).\end{aligned}\tag{25}$$

基于上述内生过程，我们利用上文相同的贝叶斯方法进行参数估计。特别地，为刻画收入不确定性的逆周期性质，我们设定 κ_y 的先验分布为均值为 0.5，方差为 0.25 的 Gamma 分布。对于参数 κ_π ，我们设定其先验分布均值为 0，方差 0.25 的正态分布，因而没有限制其正负符号。基于估计参数，我们进行上文类似的动态分析。表 2 中括号内的数字报告了内生冲击过程下的方差分解，很显然，其结果与基准模型非常类似，收入不确定性冲击仍然是经济波动的重要来源。在附录 4 中，我们报告了内生收入不确定性过程下的参数估计结果，与表 1 的相比，两者差别不大。^②

2. 引入其他结构冲击

我们的基本模型专门针对的是收入不确定性冲击，而未考察其他标准的一阶矩冲击。为此，在稳健性分析中（附录 5），我们去掉测量误差的 VAR 结构，另外引入了文献中常用的三种外生冲击，具体包括：技术冲击（刻画收入的一阶矩冲击）、货币政策冲击（刻画政策变化的一阶矩）以及投资效率冲击。基于此扩展，我们重新用贝叶斯方法对整个模型进行了估计。估计结果表明，收入不确定性冲击对解释宏观经济波动（尤其是产出、投资和货币流速速度）仍具有重要的作用。由此可见，本文基准模型的定量分析是非常稳健的。

3. 不同口径的数据

除正文中已采用的广义口径季度数据之外，我们再选取 Chang et al. (2015a) 中的名义家庭消费和名义总资本形成来计算窄口径的名义产出。显然这些窄口径的名义产出不包含名义政府消费。对于季度折现因子 β 的校准，国内文献如许志伟等 (2010、2018) 也通常将其设定其值为 0.98。我们依据不同口径的数据和不同的时间折现因子作参数估计的稳健性检

^① 本文利用宏观数据通过宏观计量估计得出了收入不确定性对宏观变量波动的解释力较高。这与第二节提到的一些国内外文献利用微观数据得出“收入不确定性引致预防性储蓄占家庭整个储蓄的比例较高，从而得出收入不确定性重要”的结论相印证。

^② 事实上，本文理论的核心机制（见定理 1 和 2 的证明）在于流动性约束下家庭的最优消费和储蓄决策，而不依赖于收入不确定性冲击过程的函数形式。因此，收入不确定性冲击的内外生过程并不产生定性上的变化。

验发现，所估参数均表现稳健。我们也考察了收入不确定性对经济波动贡献度的稳健性。结果显示，与上文中的主要结论一致，尽管收入不确定性冲击不是通胀波动的驱动力，但该冲击仍是投资增长、产出增长以及 M2 货币流速变化等宏观变量波动的重要来源(详见附录 6)。

五、不确定性冲击的传导机制分析

为深入理解收入不确定性冲击下的模型动态，本节将从理论分析与数值模拟(脉冲反应)两个角度探讨模型的传导机制。正如前文所讨论的，流动性约束的存在导致了收入不确定性会直接影响家庭的资产配置决策，从而改变资本市场的均衡，最终通过一般均衡对整个宏观经济产生作用。为此，我们从家庭的资产配置角度入手讨论收入不确定性的传导机制。

需要注意的是，与传统的新凯恩斯货币模型不同，本文模型中的货币并没有直接进入效用函数(MIU)或者具有货币先行约束(CIA)，而家庭之所以具有持币动机，完全是为了防止收入不确定性带来的流动性约束而进行预防性持有货币。因此，本文模型中的货币虽然没有利息收入，但存在大于 1 的流动性溢价。根据等式(14)，它由 $\Phi(\theta_t^*, \sigma_t)$ 刻画。根据

定义，该流动性溢价可以进一步写成 $\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \max\{\theta_{it}, \theta_t^*\} dF(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。因为收入不确定性冲击改变了收入异质性 θ_{it} 的累积分布函数，因此不确定性的变化会影响流动性溢价。定理 2 给出了两者之间具体的关系。^①

定理 2: 货币的流动性溢价 $\Phi(\theta_t^*, \sigma_t)$ 为收入不确定性 σ_t 的增函数，同时也是临界值 θ_t^* 的增函数。

证明：见附录 2。

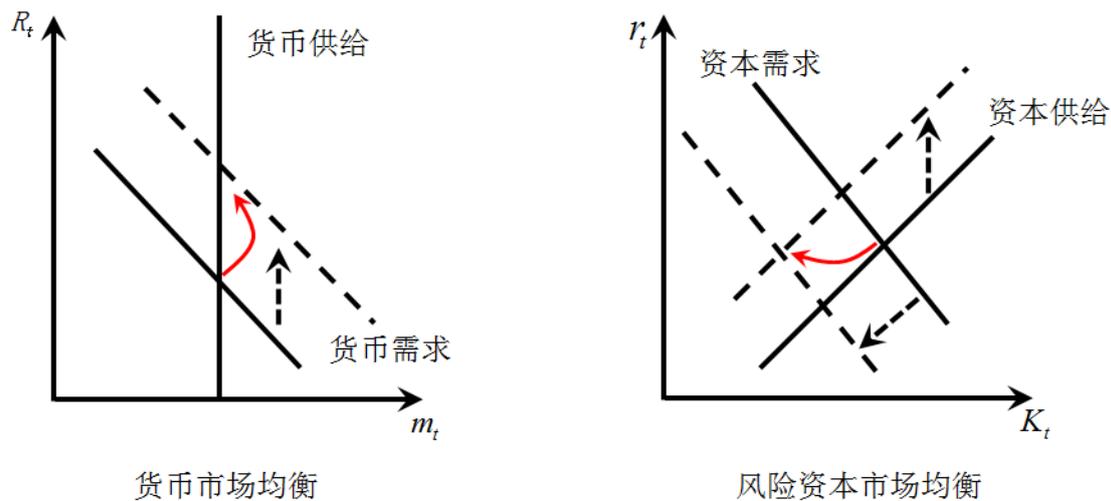


图 2：收入不确定性上升对货币和资本市场的影响

上述定理对于理解收入不确定性对资产配置的作用具有重要的意义。该定理表明，收入不确定性的上升会增加货币持有的收益率，同时临界值的上升反映了更多的家庭将受到流动性约束。因此，较之无风险债券与风险资产，家庭更倾向于持有更多货币资产。同时，由债券与货币市场无套利条件(等式 13、14)可以推得，名义利率 R_t 与流动性溢价相等，因此收入不确定性会导致名义利率的上升，见图 2 中的左图。收入不确定性的上升会产生货币市场对资本市场上资本供给的挤出效应，从而使得资本供给曲线上移(见图 2 中的右图)。而风险资本回报率 r_t 的动态则不确定。这是因为，均衡条件下，不确定性上升会由于减弱需求而导致通货紧缩、边际成本下降，这又进一步导致中间品厂商对资本的需求下降(见图 2 右图)。上述资本供给和需求的同时作用最终导致风险(生产性)资本的下降，即总投资的

^① 数学上，流动性溢价项是对一个凸函数进行积分，因此詹森不等式(Jensen inequality)表明不确定性会导致该积分上升，即流动性溢价增加，具体见附录 2 对定理 2 的证明。

下降，而资本回报率 r_t 的变化则取决于需求供给的相对强弱。另一方面，预防性货币持有本质上为家庭的储蓄，因此它的上升会挤出家庭的消费支出，最终导致整个宏观经济中总消费的下降。综上所述，收入不确定性通过货币的流动性溢价影响家庭的资本配置和资本市场均衡，同时通过总需求（消费和投资）对整个宏观经济产生负面影响。

事实上，收入不确定性冲击对经济的不利影响同样反映在该冲击对货币流通速度的作用上。类似于定理 2，可以证明，当不确定性上升时，货币流通速度会随之下降（见附录 2 证明），这表明整个经济中的货币使用效率降低，即家庭的储蓄以低效率的货币形式（闲置资源）存在，而这部分流动性并没有完全转化成生产性（风险）资本，因此存在效率上的损失。

（一）收入不确定性冲击的动态效应

为进一步理解上述分析，图 3 给出了关于 1 单位标准差的收入不确定性冲击下的脉冲反应。由图所示，当收入不确定性上升 1 个标准差（约 0.02）时，整个经济中的总消费 C_t 会下降 0.2%，总投资 I_t 也会大幅下滑，降幅达到了 2%；相应的总产出 Y_t 则下降约 0.6%，此外，变弱的总需求同时也造成了短期的通货紧缩，通胀率 π_t 下降约 0.15%；由于货币政策遵循逆周期的数量规则，因此货币增长率 g_{mt} 相应变大。资本市场上，流动性溢价的上升导致名义利率 R_t 升高，对应的物质资本存量 K_t 亦下降，这点反映了新增的预防性货币需求对生产性资本供给的挤出效应。此外，不确定性上升会引起更多的家庭受到流动性约束，这体现在 $F(\theta_t^*, \sigma_t)$ 的上升；与此同时，新增的预防性货币持有减缓了整个经济中流动性资产（货币）的流通速度，由于这类资本并没有完全转化为生产性资本，因此整个经济的生产效率降低了。以上脉冲反应进一步验证了前面的定性分析。在附录 4 的附图 1，我们报告了内生收入不确定性过程下的脉冲反应结果，与图 3 的结果相比，两者的差别不大。

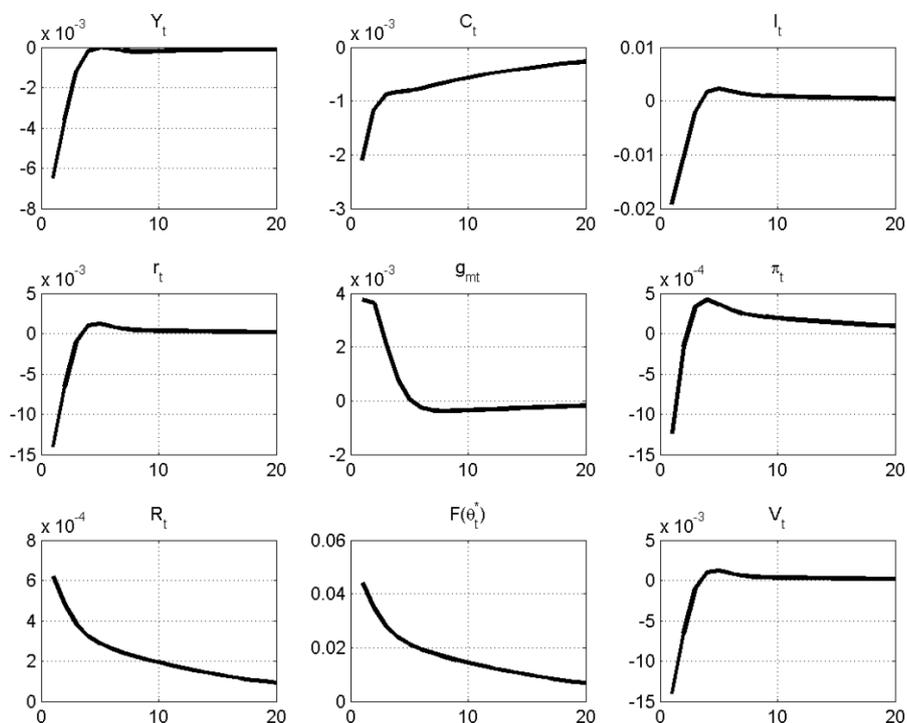


图 3：收入不确定性冲击下的脉冲反应

注：各变量的脉冲反应为模型参数赋值在后验 mode 上模拟得到。

为进一步考察收入不确定性冲击，我们利用卡尔曼（Kalman）平滑技术提取了不可观测的收入不确定性冲击。图 4 报告了收入不确定性冲击水平值（左图，1992Q2-2014Q4）以

及最近 15 年的（经 HP 滤波）周期性成分（右图，2000Q1-2014Q4）。可以看出，上世纪 90 年代至 2003 年是中国经济改革开放进程进行得较快的一段时期，这段时期中国家庭的收入不确定性水平上升得非常快，从 1992Q2 的约 0.2 一路飙升到了 2003 年第一次较平稳的约 0.85 的高位。^① 2008 年全球金融危机后，收入不确定性随着全球经济的衰退出现大幅上升，从危机前的 0.8 左右迅速攀升到了顶峰的 0.9 左右。之后，随着中国政府 4 万亿的财政刺激计划，不确定性随着经济的回暖而逐步下降。为了更清晰地反映收入不确定性的周期性波动，图 4 中的右图报告了 HP 滤波后的不确定性序列以及 GDP 序列。该图显示，2008 年金融危机使得收入不确定性大幅上升，而产出则明显下降；随着 2009 年 4 万亿刺激计划的启动，收入不确定性迅速下降，与此同时，产出开始快速复苏；然而，至 2012 年之后的“新常态”时期，收入不确定性又开始呈现出上升趋势，并伴随着总产出的下降。^②

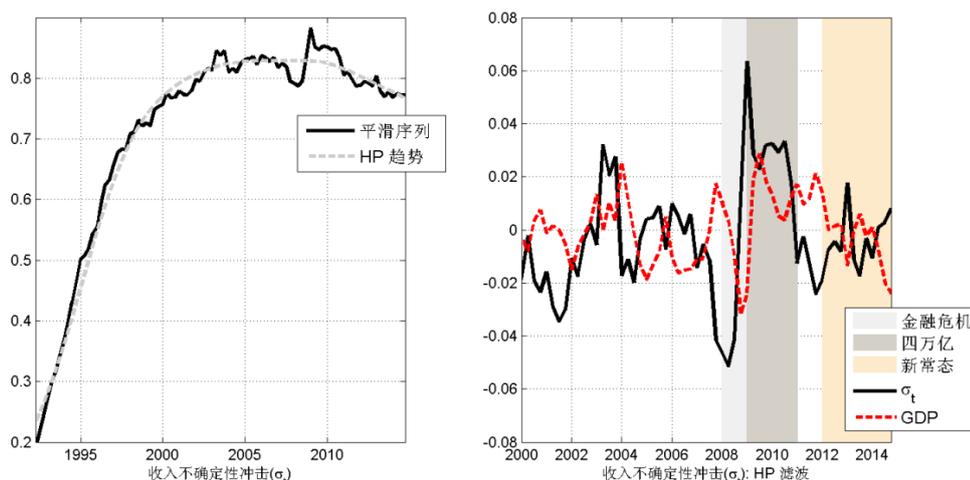


图 4：卡尔曼平滑技术提取的收入不确定性序列

注：左图实线序列为卡尔曼平滑技术提取的原始序列，虚线为 HP 滤波后的长期趋势项。右图是将提取后的序列进行 HP 滤波后的周期成分，红色虚线为 GDP 序列，所用 HP 滤波平滑系数为 1600；虚线表示产出的周期成分；三段阴影时期分别代表：金融危机（2008-2009）、四万亿财政刺激计划（2009-2011）以及“新常态”时期（2012-至今）。

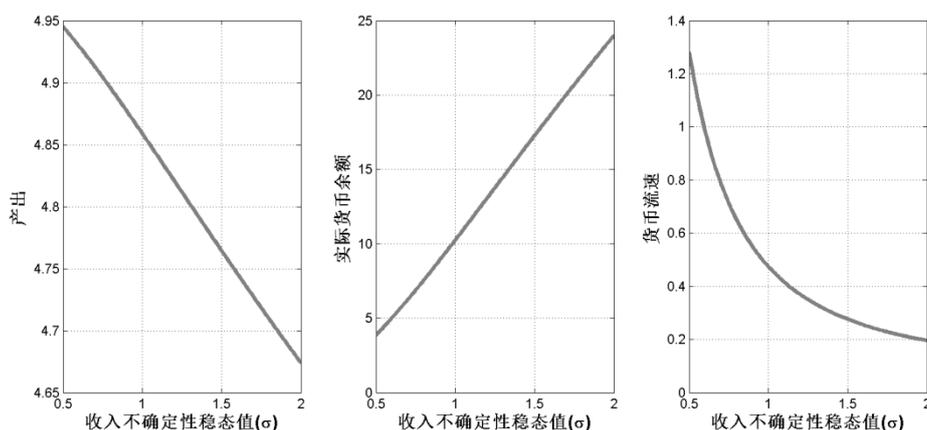


图 5：收入不确定性的长期稳态效应

（二）收入不确定性的长期稳态效应

为进一步考察收入不确定性对整个经济的长期稳态影响，我们计算了不同的收入不确定性（ σ ）的稳态值下，总产出、实际货币余额以及货币流通速度的稳态值。图 5 报告了收

^① 包括 1992~1995 年的高物价与其后 1995~1996 年的稳定物价时期、1997~1998 年的国企改制和员工下岗、以及中国从 2001 年 11 月正式加入 WTO 等。该时段序列与第二节国内外一些文献利用微观数据通过微观计量分析中国经济得出“此段时期家庭收入不确定性出现大幅上升”的结论相一致。当然，与文献不同的是，本文的结论则来自利用宏观数据和宏观计量手段所进行的贝叶斯结构估计。

^② 尽管本文所用数据截止至 2014 年底而未覆盖最近几年，但可以预见，若加入最新的宏观数据，收入不确定性将会明显上升。

入不确定性长期稳态值与各变量之间的关系。由图可见，收入不确定性的增大，会显著降低稳态时的总产出（消费和投资与产出非常类似）。此外，不确定性的增大会导致稳态时的真实货币余额显著变大，而货币流通速度明显变小。这表明，在收入不确定性严重时，非生产性部门（家庭）对流动性资产的需求将处于高位；这也暗示了经济不确定性可能会导致“流动性陷阱”，即，央行通过数量型工具释放的流动性会由于非生产性部门（家庭）对流动性资产的预防性储蓄动机，而最终无法被有效地引导至生产性部门，导致货币政策的低效率。

六、货币政策规则的稳定性分析

前文定量分析表明，收入不确定性冲击对于理解我国经济波动非常重要，它是造成总产出、投资波动的主要因素之一。那么，在经济不确定性增大的情况下，什么样的货币政策能够有效地稳定宏观经济？本节将给出定量的回答。

事实上，上节传导机制的分析表明，收入不确定性冲击主要通过流动性溢价（以及利率）渠道来影响货币市场与（风险与无风险）资本市场。因此，货币政策稳定不确定性冲击的关键是稳定资本市场。而稳定资本市场的关键在于有效地引导市场利率。在基准模型中，我们主要采用的是央行惯用的货币数量规则，即新增货币锚定通胀和产出缺口。根据上述分析，该政策法则理论上并没有起到很好的稳定作用，因为货币数量法则没有直接把利率作为政策工具。相较而言，以名义利率为政策工具的泰勒规则能够起到很好的稳定作用。为验证这点，下图报告了标准的泰勒规则下，收入不确定性冲击下的脉冲反应。具体地，根据 Chang et al. (2015b) 我们考虑如下泰勒规则：^①

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{\pi_t}{\pi}\right)^{\psi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y}\right)^{\psi_y}, \quad (24)$$

其中系数满足 $\psi_\pi > 1$, $\psi_y > 0$ 。

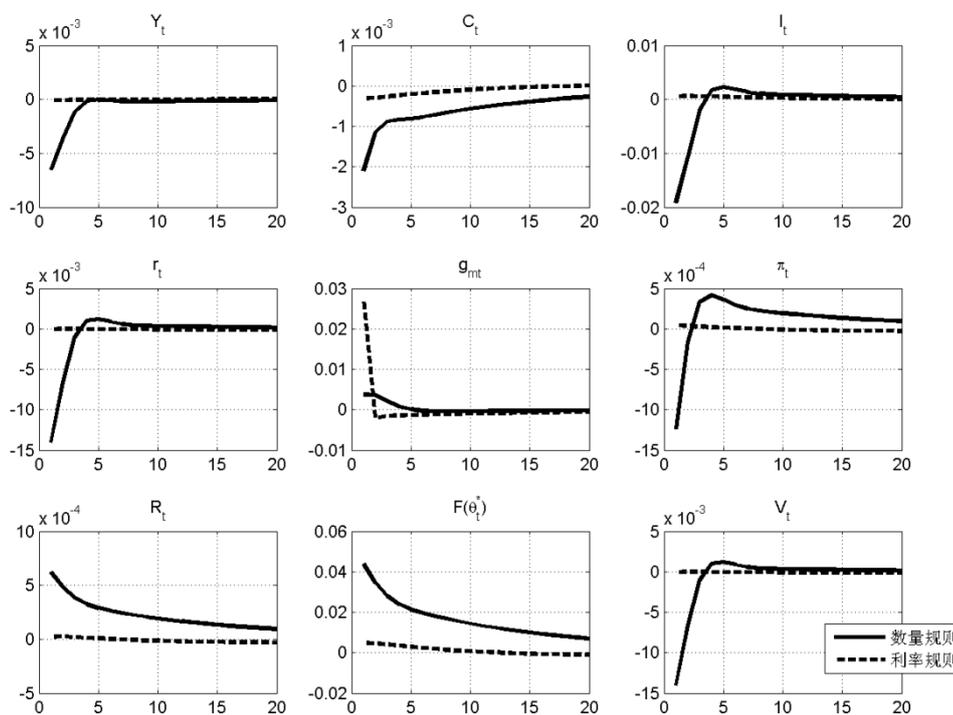


图 6：不同货币政策规则下的脉冲反应

^① 我们并未在货币规则中引入政策冲击，这是因为反事实分析的首要目的是为了定量评估不同货币规则对收入不确定性冲击的稳定作用，而非讨论不同货币规则下，货币政策冲击的重要程度。作为不确定性冲击下的政策规则反事实对比，我们认为两种规则不考虑外生冲击较之考虑外生冲击更为合理和对等。如果同时考虑两种外生政策冲击，我们便无法清晰地评估不同的货币规则对收入不确定性冲击的稳定效果。

图 6 比较了系数值分别为 $\psi_\pi = 1.5, \psi_y = 0.5$ (见 Chang et al., 2015b) 的利率规则及本文估计的数量规则下各变量的脉冲反应函数。由图可见, 利率规则较之数量规则可以非常有效地稳定由不确定性上升造成的经济波动。在逆周期的利率规则下, 收入不确定性的上升并没有造成名义利率的显著升高, 这是因为大幅上升的新增货币 (见 g_m 的动态) 有效地填补了由不确定性增大带来的预防性货币需求。在生产性风险资本市场上, 大幅的新增货币有效防止了货币市场对资本供给的挤出效应, 导致投资并没有因为收入不确定性的上升而大幅下降; 相反, 货币市场充足的流动性使得家庭有更多的储蓄转化为生产性资本, 表现在利率规则下的资本存量出现了小幅上升。消费方面, 由于新增的货币供给减弱了预防性储蓄需要的流动性, 受流动性约束的家庭数量的上升幅度也明显减弱 (见 $F(\theta_t^*; \sigma_t)$ 对应的脉冲反应)^①, 因此消费的下降幅度也明显减少。消费和投资的动态表明利率规则下收入不确定性并没有明显减弱总需求, 因而产出和通胀没有出现大幅下降。由此可见, 以名义利率为政策工具的泰勒规则, 较之以货币供给为工具的数量规则, 更能有效地稳定收入不确定性造成的不利影响。

表 3 进一步比较了不同政策规则参数下的两种货币规则对经济的稳定效果。我们发现, 无论具体规则的激进程度如何, 利率规则较之数量规则, 对稳定不确定性冲击产生的经济波动具有明显的优势。在数量规则下, 产出的波动维持在 0.5% 的数量级, 通胀的波动则维持在 0.1% 的数量级; 然而, 如果央行采取逆周期利率规则, 产出波动则会大幅下降至 0.015% 左右的水平, 而通胀波动则降至 0.005% 左右的水平。此外, 比较同一规则下不同的规则参数可以看到, 尽管逆周期激进程度可以降低经济波动, 但是效果并不十分明显。由此可见, 要稳定由于收入不确定性造成的经济波动, 选择合适的货币政策工具至关重要。

表 3: 不同货币规则对总产出和通胀波动的稳定效果

政策规则系数	数量规则		政策规则系数	利率规则	
	产出增长	通货膨胀		产出增长	通货膨胀
$\rho_\pi = 1.4, \rho_y = 0.4$	0.6536	0.1348	$\psi_\pi = 1.2, \psi_y = 0.1$	0.0158	0.0024
$\rho_\pi = 2.0, \rho_y = 0.4$	0.6485	0.1342	$\psi_\pi = 1.2, \psi_y = 0.5$	0.0143	0.0055
$\rho_\pi = 1.4, \rho_y = 0.8$	0.4724	0.0909	$\psi_\pi = 1.5, \psi_y = 0.1$	0.0176	0.0016
$\rho_\pi = 2.0, \rho_y = 0.8$	0.4831	0.0932	$\psi_\pi = 1.5, \psi_y = 0.5$	0.0106	0.0066
$\rho_\pi = 1.4, \rho_y = 0.4$ $\rho_m = 0.8$	0.5289	0.0877	$\psi_\pi = 1.2, \psi_y = 0.1$ $\rho_R = 0.8$	0.0139	0.0013
$\rho_\pi = 2.0, \rho_y = 0.4$ $\rho_m = 0.8$	0.5290	0.0907	$\psi_\pi = 1.2, \psi_y = 0.5$ $\rho_R = 0.8$	0.0080	0.0052
$\rho_\pi = 1.4, \rho_y = 0.8$ $\rho_m = 0.8$	0.3871	0.0478	$\psi_\pi = 1.5, \psi_y = 0.1$ $\rho_R = 0.8$	0.0144	0.0009
$\rho_\pi = 2.0, \rho_y = 0.8$ $\rho_m = 0.8$	0.3987	0.0536	$\psi_\pi = 1.5, \psi_y = 0.5$ $\rho_R = 0.8$	0.0095	0.0044

注: 表中数值对应于模型模拟产生的标准差, 单位为百分比。在模拟时, 其他结构参数为校准值和贝叶斯后验 mode。表中后四行比较了具有平滑系数 ρ_m 和 ρ_R 的货币规则, 根据文献如陆军和钟丹 (2003)、王建国 (2006) 以及 Zhang (2009) 等, 该系数的值取 0.8。

七、结论和政策含义

新常态下, 经济形势的不确定性明显增大。本文将收入异质性模型引入标准的新凯恩斯动态一般均衡模型中, 定量讨论收入不确定性冲击如何通过资本配置渠道影响整个宏观经济。当不确定性上升时, 流动性约束的存在使得家庭倾向于持有更多的流动性资产(货币), 并且推高了流动性溢价与名义利率。大幅增加的预防性货币持有, 除了减少消费水平, 同时也挤出了生产性资本市场上的总供给, 最终导致总投资下降、总需求减弱、经济下滑。为定

^① 货币流通速度 V_t 的下降幅度在利率规则下更大, 这是因为货币增幅在该情形下较大。

量考察收入不确定性冲击对我国宏观经济的影响,我们利用中国季度数据对模型进行贝叶斯结构估计。数值结果显示,收入不确定性冲击是我国经济波动的主要驱动力,分别解释了产出波动的45%、投资波动的50%以及货币流速波动的60%。基于估计模型,我们进一步比较了数量型和价格型货币规则的经济稳定性。脉冲反应显示,以名义利率为工具的货币政策能够更为有效地平滑由收入不确定性造成的经济波动。原因在于,该政策法则直接作用于资本市场价格,导致收入不确定上升情形下,名义利率变化平缓,因而预防性货币持有并没有大幅挤出生产性资本的供给,最终可以有效地阻止总投资以及总需求的大幅下滑。

本文的定量结果表明,各资本市场之间的联动效应是传导经济不确定性的重要渠道,因而以名义利率(反映了资本市场价格)为工具的货币政策法则具有很好的稳定效果。这一发现对新常态时期的货币政策、金融改革提供了较好的指导意义。具体而言,通过金融创新来缓解家庭层面的流动性约束,以降低预防性货币持有动机、减弱其对生产性资本的挤出效应;进一步加强利率市场化改革,以增强利率作为资本市场价格信号的作用,是未来货币政策有效应对经济不确定性的关键所在。

参考文献:

- 樊潇彦、袁志刚和万广华, 2007: 《收入风险对居民耐用品消费的影响》, 《经济研究》第4期, 第124-136页。
- 甘犁、尹志超、贾男、徐舒和马双, 2012: 《中国家庭金融调查报告·2012》, 四川: 西南财经大学出版社。
- 甘犁、尹志超和谭继军, 2014: 《中国家庭金融调查报告·2014》, 四川: 西南财经大学出版社。
- 韩平、李斌和崔永, 2005: 《我国M2/GDP的动态增长路径、货币供应量与政策选择》, 《经济研究》第10期, 第37-47页。
- 黄祖辉、金铃、陈志钢和喻冰心, 2011: 《经济转型时期农户的预防性储蓄强度: 来自浙江省的证据》, 《管理世界》第5期, 第81-92页。
- 金碚, 2015: 《中国经济发展新常态研究》, 《中国工业经济》第1期, 第5-18页。
- 李春吉和孟晓宏, 2006: 《中国经济波动: 基于凯恩斯主义垄断竞争模型的分析》, 《经济研究》第10期。
- 李扬和张晓晶, 2015: 《“新常态”: 经济发展的逻辑与前景》, 《经济研究》第5期, 第4-19页。
- 刘建丰、许志伟和潘英丽, 2018: 《货币化率的直接测算及土地与住房的货币化: 中国经济改革过程中的货币化进程再思考》, 《财经研究》, 2018年第6期, 第31-49页。
- 陆军和钟丹, 2003, 《泰勒规则在中国的协整检验》, 《经济研究》第8期, 第76-93页。
- 罗楚亮, 2004: 《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》, 《经济研究》第4期, 第100-106页。
- 欧阳志刚和史焕平, 2010: 《我国货币政策的非对称操作及其转换时机的选择》, 《管理世界》第11期, 第28-37页。
- 万广华、张茵和牛建高, 2001: 《流动性约束、不确定性与中国居民消费》, 《经济研究》第11期, 第35-44页。
- 王建国, 2006, 《泰勒规则与我国货币政策反应函数的实证研究》, 《数量经济技术经济研究》第1期, 第43-49页。
- 王文甫, 2010: 《价格粘性、流动性约束与中国财政政策的宏观效应: 动态新凯恩斯主义视角》, 《管理世界》第9期。
- 吴化斌、许志伟、胡永刚、鄢萍, 2011: 《消息冲击下的财政政策及其宏观影响》, 《管理世界》第9期。
- 习近平, 2014: 《在亚太经合组织工商领导人峰会开幕式上的演讲》, 《人民日报》, 2014年11月10日(A02版)。
- 新华社, 2014: 《中共中央就当前经济形势和下半年经济工作召开党外人士座谈会》, 《人民日报》, 2014年07月30日(A01版)。
- 许志伟、樊海潮和薛鹤翔, 2015: 《公众预期、货币供给与通货膨胀动态: 新凯恩斯框架下的异质性预期及其影响》, 《(经济学)季刊》第14卷第4期, 第1211-1234页。
- 许志伟、薛鹤翔和罗大庆, 2010: 《融资约束与中国经济波动: 新凯恩斯主义框架内的动态分析》, 《(经济学)季刊》第10卷第1期, 第83-110页。
- 许志伟和王文甫, 2018: 《经济政策不确定性对宏观经济的影响---基于实证与理论的动态分析》, 《(经济学)季刊》。
- 张军, 2002: 《资本形成、工业化与经济增长: 中国的转轨特征》, 《经济研究》第6期。
- An, S., and F. Schorfheide, 2007, “Bayesian Analysis of DSGE Models”, *Econometric Reviews*, 26(2), 113-172.
- Arellano, C., Y., Bai and P., Kehoe, 2018, “Financial Frictions and Fluctuations in Volatility”, *Journal of Political Economy*.
- Bachmann, R., and Bayer, C., 2013, “‘Wait-and-See’ business cycles?” *Journal of Monetary Economics*,

Elsevier, vol. 60(6), pages 704-719.

Bachmann, R., and Bayer, C., 2014, "Investment Dispersion and the Business Cycle", *American Economic Review*, vol. 104(4), pages 1392-1416.

Baker, Scott R, Nicholas Bloom, and Steven J Davis, 2016, "Measuring Economic Policy Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.

Basu, S., and Bundick, B. 2012, "Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand", NBER Working Paper.

Bernanke, Ben, Mark Gertler, and Simon Gilchrist, 1999, "Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", In: J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: Elsevier Science.

Bewley, T., 1980, "The Optimum Quantity of Money", In: Kareken, J., Wallace, N. (Eds.), *Models of Monetary Economics*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.

Bewley, T., 1983, "A Difficulty with the Optimum Quantity of Money", *Econometrica*, 51, 1485-1504.

Bloom, N., M., Floetotto, N., Jaimovich, I., Saporta-Eksten and S., Terry, 2012, "Really Uncertain Business Cycles", NBER Working Papers 18245.

Born Benjamin, and Johannes Pfeifer, 2014, "Policy risk and the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 68, 68-85.

Caballero, R., 1990, "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", *Journal of Monetary Economics*, 25, 113-136.

Caballero, R., 1991, "Earning Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation", *American Economic Review*, 81, 859-871.

Carroll, C. and A. Samwick, 1997, "The Nature of Precautionary Wealth", *Journal of Monetary Economics* 40, 41-71.

Carroll, C. and A. Samwick, 1998, "How Important is Precautionary Saving?" *Review of Economics and Statistics*, 80, 410-419.

Carroll, C., and Kimball, M., 1996, "On the Concavity of the Consumption Function", *Econometrica*, 64(4), 981-992.

Carroll, C., K. E. Dynan, and S. D. Krane, 2003, "Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets", *Review of Economics and Statistics*, 85, 586-604.

Castro, R., G. Clementi and Y., Lee, 2015, "Cross Sectoral Variation in the Volatility of Plant Level Idiosyncratic Shocks", *Journal of Industrial Economics*, vol. 63(1), 1-29.

Chamon, Marcos, Liu, Kai & Prasad Eswar, 2013, "Income Uncertainty and Household Savings in China", *Journal of Development Economics*, 105, 164-177.

Chang, C., K. Chen, D. Waggoner, and T. Zha, 2015, "Trends and Cycles in China's Macro-economy", *NBER Macroeconomics Annual 2015*, University of Chicago Press.

Chang, C., Zheng Liu & Mark M. Spiegel, 2015, "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, 74, 1-15.

Chen, K., Higgins, P., Waggoner, D.F. and Zha, T., 2016, "Impacts of Monetary Stimulus on Credit Allocation and Macro-economy: Evidence from China, National Bureau of Economic Research No. w22650.

Chow G. & K. Li, 2002, "China's Economic Growth: 1952-2010", *Economic Development and Cultural Change*, 51(1), 247-256.

Christiano, Lawrence J, Roberto Motto, and Massimo Rostagno, 2014, "Risk Shocks", *American Economic Review*, 104 (1), 27-65.

Deaton, 1991, "Saving and Liquidity Constraints", *Econometrica*, 59, 1221-48.

Dong, Feng, Jianfeng Liu, Zhiwei Xu, and Bo Zhao, 2018, "Flight to Housing like China", Working Paper.

Fernandez-Villaverde Jesus, Pablo A. Guerron-Quintana, Keith Kuester, and Juan Rubio-Ramirez, 2015, "Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity," NBER Working Paper No. 1731.

Gali, Jordi, Mark Gertler, 1999, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, 195-222.

Gilchrist, S., W., Jae, and E., Zakrajšek, 2014, "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics", NBER Working Paper No. w20038.

Hansen, Gary, 1985, "Indivisible Labor and the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 309-327.

He, H., Huang, F., Liu, Z., and Zhu, D., 2015, "Breaking the 'Iron Rice Bowl': Evidence of Precautionary Saving from Chinese State-Owned Enterprises Reform", Unpublished Working Paper.

Higgins, P. and T. Zha, 2015, "China's Macroeconomic Time Series: Methods and Implications", Unpublished Manuscript, Federal Reserve Bank of Atlanta.

Ireland, Peter N., 2004, "A Method for Taking Models to the Data", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(6), 1205-1226.

King, Robert G., and Sergio T. Rebelo, 1999, "Resuscitating Real Business Cycles", In: John B. Taylor and Michael Woodford, (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, Vol. 1: 927-1007.

Krusell, P., and Smith, A., 1998, "Income and Wealth Heterogeneity in the Macro-economy", *Journal Political Economy*, 106, 867-896.

Lagos, R., Wright, R., 2005, "A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis", *Journal Political Economy*, 113, 463-484.

Leduc, S. and Liu, Z., 2012, "Uncertainty Shocks Are Aggregate Demand Shocks", Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper, 10.

- Li, Bing, and Qing Liu, 2017, "On the Choice of Monetary Policy Rules for China: A Bayesian DSGE Approach", *China Economic Review*, 44, 166-185.
- Liu, Zheng, Pengfei Wang and Tao Zha, 2013, "Land-Price Dynamics and Macroeconomic Fluctuations", *Econometrica*, 81(3), 1147-1184.
- Lusardi, A., 1998, "On the Importance of the Precautionary Saving Motive", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 88, 449-453.
- Meng, Xin, 2003, "Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China", *Journal of Comparative Economics* 31 (3), 465-485.
- Miao, Jianjun, and Wang, Pengfei, 2018, "Asset Bubbles and Credit Constraints", *American Economic Review*, 108(9), pp.2590-2628.
- Miao, Jianjun, Wang, Pengfei, and Xu, Zhiwei, 2015, "A Bayesian DSGE Model of Stock Market Bubbles and Business Cycles", *Quantitative Economics*, 6, 599-635.
- Schaal, E., 2015, "Uncertainty and Unemployment", Working Paper.
- Taylor, J. B., 2000, "Using Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies", Stanford University, Unpublished Manuscript.
- Wang, P., Daniel Xu, S. Xu, and Z. Xu, 2016, "Firm Level Uncertainty, Productivity Distortions and Aggregate Economy", HKUST, Working Paper.
- Wen, Y., 2010, "Liquidity Demand and Welfare in a Heterogeneous-Agent Economy", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper 2010-009A.
- Wen, Y., 2015, "Money, Liquidity and Welfare", *European Economic Review*, 76, 1-24.
- Yu, J., & G. Zhu, 2013, "How Uncertain is Household Income in China", *Economics Letters*, 120, 74-78.
- Zhang, W, 2009, "China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 31, No. 3, 2009, pp. 473-484.

附录 1. 定理 1 的证明

证明：

给定宏观状态，家庭的消费与货币持有决策服从触发策略。记触发策略的临界值为 θ_{it}^* ，那么家庭的决策规则可分为如下两种情况：

情形 1： $\theta_{it} \geq \theta_{it}^*$ 。在这种情形下，家庭的可用收入较高。此时，为防范未来面临的流动性风险，家庭倾向于持有货币，即 $M_{it} \geq 0$ ，这表明 Lagrangian 乘子满足： $\eta_{it} = 0$ 。

由正文中的等式 (9)，得：

$$\lambda_{it} = \beta E_t [a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1})]. \quad (\text{附 1})$$

由正文中的等式 (8)，得：

$$C_{it} = [\beta E_t (a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1}))]^{-1}. \quad (\text{附 2})$$

由正文中的资源约束等式 (2)，得：

$$M_{it} / P_t = \theta_{it} X_{it} - [\beta E_t (a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1}))]^{-1}. \quad (\text{附 3})$$

流动性约束不束紧条件 $M_{it} \geq 0$ ，暗含：

$$\theta_{it} \geq [1 / X_{it}] [\beta E_t (a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1}))]^{-1} = \theta_{it}^*, \quad (\text{附 4})$$

这定义了临界值 θ_{it}^* 。

情形 2： $\theta_{it} < \theta_{it}^*$ 。此种情形下，家庭的总收入很低。此时，正文中货币的流动性约束 (4) 以等号成立，即家庭选择将当期的流动性全部用于平滑消费。因此，我们有： $m_{it} = 0$ 和 $\eta_{it} > 0$ 。

由正文中的资源约束等式 (2)，得：

$$C_{it} = \theta_{it} X_{it} = (\theta_{it} / \theta_{it}^*) \{ \beta E_t [a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1})] \}^{-1}. \quad (\text{附 5})$$

由正文中的等式 (8)，得：

$$\lambda_{it} = [\theta_{it}^* / \theta_{it}] \{ \beta E_t [a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1})] \}. \quad (\text{附 6})$$

由于 $\theta_{it} < \theta_{it}^*$ ，正文中的式 (9) 暗示 $\eta_{it} > 0$ 。

正文中的等式 (5) 和 (7) 表明，无风险债券的跨期决策方程可以重新表示成：

$$1 = \beta R_t E_t [w_t / (w_{t+1} \pi_{t+1})]. \quad (\text{附 7})$$

基于正文中的等式 (5) 和 (9)，由本附录中的等式 (附 1) 和 (附 6)，得：

$$1 = \beta \Phi(\theta_{it}^*, \sigma_t) E_t [w_t / (w_{t+1} \pi_{t+1})], \quad (\text{附 8})$$

在此， $\Phi(\theta_{it}^*, \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \max\{\theta_{it}, \theta_{it}^*\} dF(\theta_{it}; \sigma_t)$ 。

显然，由等式 (附 7) 和 (附 8)，我们有：

$$\Phi(\theta_{it}^*, \sigma_t) = R_t. \quad (\text{附 9})$$

更重要的是，等式 (附 9) 暗示收入冲击临界值 θ_{it}^* 独立于家庭 i 。所以，我们有：

$$\Phi(\theta_{it}^*, \sigma_t) = \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) = \int_{\theta_{\min}}^{\theta_{\max}} \max\{\theta_{it}, \theta_t^*\} dF(\theta_{it}; \sigma_t) = R_t, \quad (\text{附 10})$$

进一步，可得：

$$\theta_{it}^* = \theta_t^*. \quad (\text{附 11})$$

由本附录中的等式 (附 4) 可知， X_{it} 也独立于家庭 i ，即：

$$X_{it} = (1 / \theta_t^*) \{ \beta E_t [a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1})] \}^{-1} = X_t. \quad (\text{附 12})$$

利用本附录中的等式 (附 2) 和 (附 5)，可知：

$$C_{it} = \min\{\theta_t^*, \theta_{it}\} X_t, \quad (\text{附 13})$$

由上述等式 (附 13) 和正文中的资源约束等式 (2)，得：

$$m_{it} = \max\{\theta_{it} - \theta_t^*, 0\} X_t, \quad (\text{附 14})$$

利用本附录中的 (附 8) 和 (附 12), 得:

$$X_t = \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) [w_t / (\theta_t^* a_n)]. \quad (\text{附 15})$$

因此, 定理 1 成立。

证毕。

附录 2. 定理 2 的证明

证明：

由于收入不确定性 σ_t 影响家庭异质性总收入冲击 θ_{it} 的累积分布函数，所以持币以平滑消费的收益或机会成本也是 σ_t 的函数，即为： $\Phi(\theta_{it}^*, \sigma_t)$ ；同理，货币流通速度也将是 σ_t 的函数，即为： $V(\theta_t^*, \sigma_t)$ 。

由附录 1 中的等式（附 10）经推导可得：

$$\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) = 1 + \int_{\theta_{it} < \theta_t^*} F(\theta_{it}; \sigma_t) d\theta_{it}. \quad (\text{附 16})$$

等式（附 16）的第一行是通过分部积分和累积分布函数的特性求得。由于 θ_{it} 的均值被保留，所以相对具有较小 σ_t 的 F 分布函数，具有较大 σ_t 的 F 分布函数是一个均值保留扩展（mean-preserving spread）。因此，根据二阶随机占优（second-order stochastic dominance）的特性， $\int_{\theta_{it} < \theta_t^*} F(\theta_{it}; \sigma_t) d\theta_{it}$ 随 σ_t 的增加而增加，即： $\partial\Phi(\theta_t^*, \sigma_t)/\partial\sigma_t \geq 0$ 。

将等式（附 16）的两边分别对 θ_t^* 求导，易知： $0 \leq \partial\Phi(\theta_t^*, \sigma_t)/\partial\theta_t^* = F(\theta_t^*; \sigma_t) \leq 1$ 。

另，因为 $\Psi(\theta_t^*, \sigma_t) = -\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) + \theta_t^* + 1$ ； $\Theta(\theta_t^*, \sigma_t) = \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) - \theta_t^*$ ，并由正文中的等式（15）和（16）可知：

$$\partial C_t / \partial \sigma_t = -X_t [\partial \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) / \partial \sigma_t] \leq 0, \quad (\text{附 17})$$

$$\partial m_t / \partial \sigma_t = X_t [\partial \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) / \partial \sigma_t] \geq 0. \quad (\text{附 18})$$

此外，由正文中基于消费的货币流通速度定义： $V(\theta_t^*, \sigma_t) = \frac{\Psi(\theta_t^*, \sigma_t)}{\Omega(\theta_t^*, \sigma_t)}$ ，经推导可得：

$$V(\theta_t^*, \sigma_t) = \frac{\Psi(\theta_t^*, \sigma_t)}{\Omega(\theta_t^*, \sigma_t)} = \frac{1}{(1 + \int_{\theta_{it} < \theta_t^*} F(\theta_{it}; \sigma_t) d\theta_{it} - \theta_t^*)} - 1 = \frac{1}{[\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) - \theta_t^*]} - 1. \quad (\text{附 19})$$

将等式（附 19）的两边分别对 σ_t 求导，可得：

$$\partial V_t(\theta_t^*, \sigma_t) / \partial \sigma_t = -\frac{1}{[\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) - \theta_t^*]^2} \frac{\partial \Phi(\theta_t^*, \sigma_t)}{\partial \sigma_t} \leq 0. \quad (\text{附 20})$$

将等式（附 19）的两边分别对 θ_t^* 求导，可得：

$$\partial V_t(\theta_t^*, \sigma_t) / \partial \theta_t^* = \frac{1}{[\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) - \theta_t^*]^2} [1 - F(\theta_t^*; \sigma_t)] \geq 0. \quad (\text{附 21})$$

因此，定理 2 成立。

证毕。

附录 3. 完整动力系统以及异质性模型的稳态值求解

(一) 动态经济系统:

利用定义 $\Lambda_t = a_n / w_t$ ，正文中的等式 (5)、(6) 和 (7) 表明，生产性资产和无风险资产的跨期决策方程可分别表示成：

$$Q_t = \beta E_t [(r_{t+1} + (1-\delta)Q_{t+1})\Lambda_{t+1} / \Lambda_t], \quad (\text{附 22})$$

$$1 = \beta R_t E_t [\Lambda_{t+1} / (\Lambda_t \pi_{t+1})]. \quad (\text{附 23})$$

由正文可知，基于消费和产出的货币数量方程分别为：

$$C_t = m_t V_t(\theta_t^*, \sigma_t), \quad (\text{附 24})$$

$$Y_t = m_t \tilde{V}_t(\theta_t^*, \sigma_t), \quad (\text{附 25})$$

其中 θ_t^* 可由附录 1 中等式 (附 4) 及定理 1 推知： $\theta_t^* = [1/X_t][\beta E_t(a_n / (\pi_{t+1} w_{t+1}))]^{-1}$ 。

由于分布函数 $F(\theta_{it}^*; \sigma_t)$ 是均值为 1，标准差为 σ_t 的对数正态分布，所以，进一步可得：

$\ln \theta_{it}^* \sim N(\tilde{\mu}_t, \tilde{\sigma}_t^2)$ ，从而可继续推导出： $\tilde{\sigma}_t^2 = \ln(1 + \sigma_t^2)$ ， $\tilde{\mu}_t = -1/2 \tilde{\sigma}_t^2$ 。记：

$H_{1t} = F((\ln \theta_t^* - \tilde{\mu}_t) / \tilde{\sigma}_t)$ ， $H_{2t} = F((\ln \theta_t^* - (\tilde{\mu}_t + \tilde{\sigma}_t^2)) / \tilde{\sigma}_t)$ 。记正文中货币的流动性约束 (4)

被束紧的概率为 F_t ，则我们有：

$$F_t = H_{1t} = F((\ln \theta_t^* - \tilde{\mu}_t) / \tilde{\sigma}_t). \quad (\text{附 26})$$

结合定理 1，经相关推导，家庭的持币机会成本 $\Phi(\theta_t^*, \sigma_t)$ 和基于消费的货币流通速度

$V(\theta_t^*, \sigma_t)$ 可分别重写为：

$$\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) = \theta_t^* H_{1t}(\theta_t^*, \sigma_t) + (1 - H_{2t}(\theta_t^*, \sigma_t)) = R_t, \quad (\text{附 27})$$

$$V(\theta_t^*, \sigma_t) = \frac{H_{2t} + \theta_t^*(1 - H_{1t})}{(1 - H_{2t}) - \theta_t^*(1 - H_{1t})} = -1 + \frac{1}{\Phi(\theta_t^*, \sigma_t) - \theta_t^*}. \quad (\text{附 28})$$

另，由正文中的等式 (15) 和附录 1 中的等式 (附 15)，可知：

$$C_t = [H_{2t} + \theta_t^*(1 - H_{1t})][w_t \Phi(\theta_t^*, \sigma_t) / (a_n \theta_t^*)]. \quad (\text{附 29})$$

记 π_{ss} 为通货膨胀 π_t 的稳态值； v_{ss} 为边际成本 v_t 的稳态值，由

$$v_t = \left(\frac{w_t}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{r_t}{\alpha}\right)^\alpha, \quad (\text{附 30})$$

以及正文中的等式 (17) 和 (18)，可得：

$$\ln \pi_t - \ln \pi_{ss} = \beta(E_t \ln \pi_{t+1} - \ln \pi_{ss}) + [(1-\rho)(1-\beta\rho)/\rho](\ln v_t - \ln v_{ss}). \quad (\text{附 31})$$

资本积累方程为：

$$I_t = K_{t+1} - (1-\delta)K_t. \quad (\text{附 32})$$

经推导，实际工资和实际资本回报率分别为：

$$w_t = (1-\alpha)v_t(Y_t/N_t), \quad (\text{附 33})$$

$$r_t = \alpha v_t(Y_t/K_t). \quad (\text{附 34})$$

企业的总利润为： $D_t = \int_0^1 D_{jt} dj = Y_t - v_t \int_0^1 Y_{jt} dj$ ，记 Y_{ss} 和 D_{ss} 分别为 Y_t 和 D_t 的稳态值，结合本附录中的等式（附 30），可得：

$$\ln D_t - \ln D_{ss} = (\ln Y_t - \ln Y_{ss}) - (\phi - 1)(\ln v_t - \ln v_{ss}). \quad (\text{附 35})$$

此外，名义货币存量的增长率为：

$$g_{m_t} = (\pi_t m_t) / m_{t-1}. \quad (\text{附 36})$$

因此，我们可得到由正文中的等式（19）~（22）以及本附录中的等式（附 22）~（附 36）共 19 个方程所构成的整个经济系统。

（二）系统的稳态值求解：

根据整个经济系统，我们可以计算出模型的稳态值。

由正文中的等式（19），得：

$$Q_{ss} = 1. \quad (\text{附 37})$$

由正文中的等式（22），得：

$$\sigma_{ss} = \sigma. \quad (\text{附 38})$$

由本附录中的等式（附 22），得：

$$r_{ss} = 1/\beta + \delta - 1. \quad (\text{附 39})$$

由本附录中的等式（附 23），得：

$$R_{ss} = 1/\beta. \quad (\text{附 40})$$

显然，通过本附录中的等式（附 27）可得出由以隐函数表示的 θ_{ss}^* 如下：

$$\theta_{ss}^* H_{1ss}(\theta_{ss}^*, \sigma_{ss}) + (1 - H_{2ss}(\theta_{ss}^*, \sigma_{ss})) = R_{ss}, \quad (\text{附 41})$$

其中 $H_{1ss} = F((\ln \theta_{ss}^* - \tilde{u}_{ss}) / \tilde{\sigma}_{ss})$ ； $H_{2ss} = F((\ln \theta_{ss}^* - (\tilde{u}_{ss} + \tilde{\sigma}_{ss}^2)) / \tilde{\sigma}_{ss})$ ； $\tilde{\sigma}_{ss}^2 = \ln(1 + \sigma^2)$ ； $\tilde{u}_{ss} = -1/2 \tilde{\sigma}_{ss}^2$ 。

由本附录中的等式（附 26）~（附 28），得：

$$F_{ss} = H_{1ss} \quad (\text{附 42})$$

$$V(\theta_{ss}^*, \sigma_{ss}) = -1 + 1/(R_{ss} - \theta_{ss}^*). \quad (\text{附 43})$$

由正文中的等式（17）和（18），得：

$$w_{ss} = [(\phi - 1)(1 - \alpha)^{(1-\alpha)} \alpha^\alpha / (\phi r_{ss}^\alpha)]^{1/(1-\alpha)}. \quad (\text{附 44})$$

由本附录中的等式（附 30），得：

$$v_{ss} = \left(\frac{w_t}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{r_t}{\alpha}\right)^\alpha. \quad (\text{附 45})$$

由本附录中的等式（附 29），得：

$$C_{ss} = [H_{2ss} + \theta_{ss}^*(1 - H_{1ss})][w_{ss} R_{ss} / (a_n \theta_{ss}^*)]. \quad (\text{附 46})$$

由本附录中的等式（附 34），可知： $KY = \alpha v_{ss} / r_{ss}$ ；再结合由正文中的等式（21）和本附录中的等式（附 32），得：

$$Y_{ss} = C_{ss} / (1 - \delta(KY)), \quad (\text{附 47})$$

$$K_{ss} = (KY)Y_{ss}, \quad (\text{附 48})$$

$$I_{ss} = \delta K_{ss}. \quad (\text{附 49})$$

由本附录中的等式（附 33），得：

$$N_{ss} = (1 - \alpha) RMC_{ss} Y_{ss} / w_{ss}. \quad (\text{附 } 50)$$

由本附录中的等式（附 24），得

$$m_{ss} = C_{ss} / V_{ss}. \quad (\text{附 } 51)$$

由本附录中的等式（附 25），得：

$$\tilde{V}_{ss} = Y_{ss} / m_{ss}. \quad (\text{附 } 52)$$

由正文中的等式（20）和本附录中的等式（附 36），可得：

$$g_{mss} = 1, \quad (\text{附 } 53)$$

$$\pi_{ss} = 1. \quad (\text{附 } 54)$$

由企业的总利润 $D_t = \int_0^1 D_{jt} dj = Y_t - v_t \int_0^1 Y_{jt} dj$ ，经推导，可得：

$$D_{ss} = Y_{ss} / \phi. \quad (\text{附 } 55)$$

显然，上述 19 个等式就是此经济系统的稳态值。

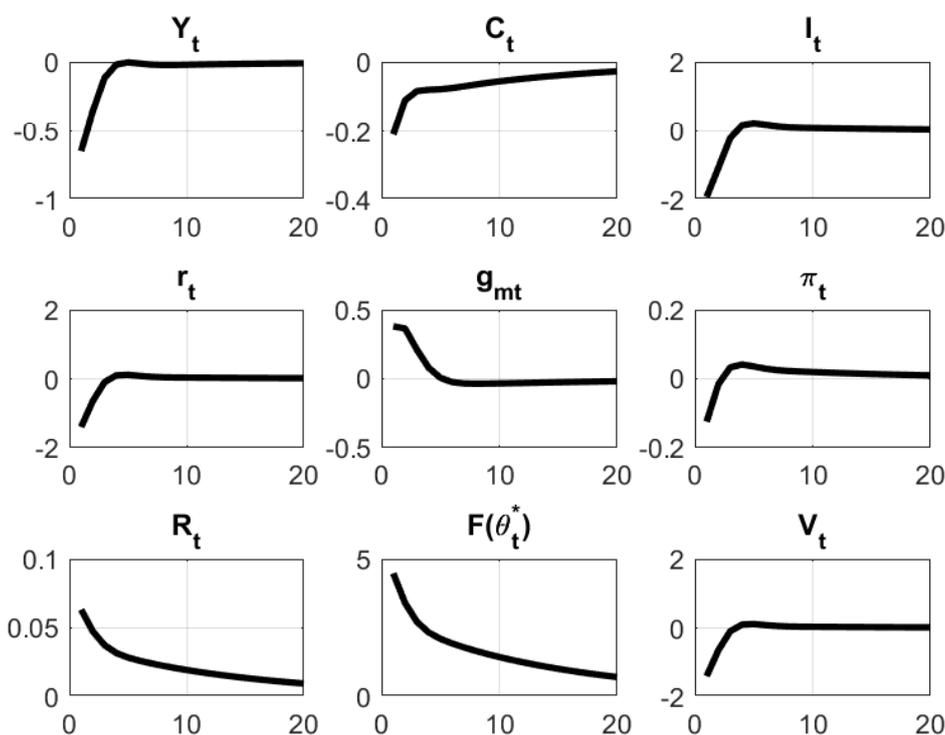
附录 4. 内生收入不确定性过程的估计与脉冲反应结果

附表 1 报告了内生收入不确定性过程的贝叶斯估计结果，与正文中表 1 的结果相比，两者的差异不大。

附表 1: 模型参数的先验分布与后验估计结果

待估参数	先验分布	先验均值	后验均值与 90% 的后验区间
ω	Gamma	0.20	0.0390 (0.0174, 0.0487)
ϕ	Gamma	6	4.4660 (2.5989, 6.9838)
ρ_m	Beta	0.5	0.6456 (0.3991, 0.8217)
ρ_y	Gamma	0.5	0.3865 (0.2296, 0.5560)
ρ_π	Gamma	1.5	1.6150 (1.0329, 2.1192)
σ	Gamma	1.5	0.6205 (0.3263, 0.9276)
ρ	Beta	0.5	0.6991 (0.6331, 0.7614)
ρ_σ	Beta	0.8	0.9317 (0.9010, 0.9647)
σ_σ	Inv-Gamma	0.01	0.0242 (0.0193, 0.0304)
κ_y	Beta	0.5	0.3592 (0.0971, 0.6752)
κ_π	normal	0	0.0284 (-0.2921, 0.4990)

附图 1 报告了内生收入不确定性过程冲击下的脉冲反应结果，与正文中图 3 的结果相比，两者的差异也不大。



附图 1: 内生收入不确定性过程冲击下的脉冲反应

注：各变量的脉冲反应为模型参数赋值在后验 mode 上模拟得到。

附录 5. 引入技术冲击等标准冲击的贝叶斯估计

由于本文采用通货膨胀率、实际产出增长率、实际投资增长率以及 M2 货币流通速度的变化率四个可观测宏观序列，所以正文中引入了 4 个测量误差。在附录 5 中，为了考察不确定性冲击与其他标准一阶矩冲击的相对重要性，以及正文定量分析的稳健性，我们在基准模型中引入收入不确定性、中性技术、投资效率和货币政策等 4 个外生冲击，并重新利用贝叶斯方法进行估计。

引入其他冲击后，原文模型部分有如下修改。具体地，Cobb-Douglas 生产技术变为：

$Y_{jt} = A_t K_{jt}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha}$ ，其中 A_t 服从如下 AR(1) 过程：

$$\log(A_t/A) = \rho_A \log(A_{t-1}/A) + \varepsilon_{At}, \quad \varepsilon_{At} \sim N(0, \sigma_A^2). \quad (\text{附 } 56)$$

相应地，正文中的边际成本等式，即附录 3 中的等式（附 30）将变为：

$$v_t = \frac{1}{A_t} \left(\frac{w_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{r_t}{\alpha} \right)^\alpha. \quad (\text{附 } 57)$$

相应地，资本品厂商的最优化问题变为： $\max_{I_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \Lambda_t \{ Q_t I_t - [1 + \frac{\omega}{2}(g_{It} - 1)^2] \frac{I_t}{Z_t} \}$ ，其中 Z_t 服从如下 AR(1) 过程：

$$\log(Z_t/Z) = \rho_Z \log(Z_{t-1}/Z) + \varepsilon_{Zt}, \quad \varepsilon_{Zt} \sim N(0, \sigma_Z^2). \quad (\text{附 } 58)$$

正文中代表最优投资一阶条件的等式（19）变为：

$$Z_t Q_t = 1 + \frac{\omega}{2}(g_{It} - 1)^2 + \omega(g_{It} - 1)g_{It} - \beta \omega E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} \frac{Z_t}{Z_{t+1}} (g_{It+1} - 1)g_{It+1}^2. \quad (\text{附 } 59)$$

正文中的等式（21）变为：

$$C_t + [1 + \frac{\omega}{2}(g_{It} - 1)^2] \frac{I_t}{Z_t} = Y_t. \quad (\text{附 } 60)$$

正文中的货币数量规则变为：

$$\frac{g_{mt}}{g_m} = \left(\frac{g_{mt-1}}{g_m} \right)^{\rho_m} \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{-\rho_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y} \right)^{-\rho_y} + \varepsilon_{mt}, \quad \varepsilon_{mt} \sim N(0, \sigma_m^2). \quad (\text{附 } 61)$$

（一）参数校准和估计

对模型结构参数 $\{\omega, \rho, \phi, \sigma\}$ ，为保持一致性，我们采用正文中的估计值。对模型中与中性技术和其他冲击相关的参数 $\{\rho_\sigma, \sigma_\sigma, \rho_m, \rho_y, \rho_\pi, \sigma_m, \rho_A, \sigma_A, \rho_Z, \sigma_Z\}$ ，我们采用贝叶斯方法进行估计。根据 An 和 Schorfheide（2007），对于新增参数 $\{\rho_A, \rho_Z\}$ ，将其先验分布均设定为均值为 0.5，标准差为 0.2，且取值范围在 (0,1) 之间的 Beta 分布；将新增参数 $\{\sigma_m, \sigma_A, \sigma_Z\}$ 的先验均设定为均值为 0.01，方差趋向于无穷的 Inverse Gamma 分布。

附表 2：模型参数的先验分布与后验估计结果

待估参数	先验分布	先验均值	后验均值与 90% 的后验区间
ρ_m	Beta	0.5	0.8464 (0.7353, 0.9709)
ρ_y	Gamma	0.5	0.1744 (0.0969, 0.2528)
ρ_π	Gamma	1.5	1.2726 (0.7859, 1.7165)
σ_m	Inv-Gamma	0.01	0.0252 (0.0191, 0.0315)
ρ_σ	Beta	0.8	0.9250 (0.8792, 0.9738)
σ_σ	Inv-Gamma	0.01	0.0433 (0.0315, 0.0545)

ρ_A	Beta	0.5	0.7925 (0.7077, 0.8806)
σ_A	Inv-Gamma	0.01	0.0146 (0.0124, 0.0173)
ρ_Z	Beta	0.5	0.8527 (0.7831, 0.9128)
σ_Z	Inv-Gamma	0.01	0.0050 (0.0043, 0.0056)

附表 2 总结了重要参数的估计结果，其中中间两列为先验分布和先验均值，右边一列报告了模型估计的后验均值及其 90% 的置信区间，这些值都是通过 Metropolis-Hastings 算法模拟 200000 次得到的。从附表 2 中的结果可以看出，货币政策参数 $\{\rho_m, \rho_\pi, \rho_y\}$ 的后验均值分别为：0.8464、1.2726 和 0.1744；标准差 σ_m 后验均值为 0.0252。收入不确定性冲击的 AR(1) 持久系数 ρ_σ 和标准差 σ_σ 后验均值分别为 0.9250 和 0.0433，表明收入不确定性冲击的持续性较强。中性技术冲击的 AR(1) 持久系数 ρ_A 和标准差 σ_A 后验均值分别为 0.7925 和 0.0146，表明中性技术冲击的持续性也较强。从后验分布函数可以看出，以上这些重点关注参数的估计结果并不受先验分布的影响，具体表现为后验分布呈现出非常明显的峰值。

（二）收入不确定性冲击的重要性

为考察这种情形下收入不确定性冲击对我国宏观经济波动的相对贡献，我们也作了方差分解分析。从附表 3 中主要结果的对比可知，尽管收入不确定性冲击并不是通胀波动的驱动力，但该冲击依然是投资增长、产出增长以及 M2 货币流速变化等宏观变量波动的最重要来源。具体而言，收入不确定性冲击分别解释了产出增长和投资增长的波动约 22% 和 16%，以及货币流通速度波动约 38%。以上结果说明家庭的收入不确定性冲击对我国宏观经济波动的影响十分重要。因此，忽视不确定性的宏观效应会对中国经济波动的理解产生偏误。此外，货币政策冲击也是我国经济波动的重要原因，其分别解释了通胀的 60%，产出增长和投资增长的波动的 68%，以及货币流速变化波动的 52%。

附表 3：收入不确定性和货币政策等冲击对经济波动的贡献（%）

各种冲击	通货膨胀	产出增长	投资增长	货币流速变化
收入不确定性	9.61	21.71	16.17	38.20
货币政策	59.71	67.98	67.93	52.37
中性技术	30.01	8.84	9.48	7.25
投资调节技术	0.67	1.47	6.41	2.17

注：方差分解是基于估计参数的后验均值进行模拟计算得到。

附录 6. 贝叶斯估计的稳健性

除正文中已采用的广义口径季度数据之外，我们再选取 Chang et al. (2015) 中的名义家庭消费和名义总资本形成来计算窄口径的名义产出。显然这些窄口径的名义产出不包含名义政府消费。对于季度折现因子 β 的校准，国内学者如许志伟等 (2010, 2018) 也通常将其设定其值为 0.98。我们依据不同口径的数据和不同的时间折现因子作参数估计的稳健性检验发现，所估计的参数均表现稳健（见附表 4）。

附表 4: 对参数估计结果的稳健性检验

待估参数	先验分布	先验均值	后验均值			
			窄口径数据		广义口径数据	
			$\beta = 0.98$	$\beta = 0.99$	$\beta = 0.98$	$\beta = 0.99$
ω	Gamma	0.20	0.0758	0.0762	0.0475	0.0471
ϕ	Gamma	6	6.9696	7.3463	5.8446	4.3969
ρ_m	Beta	0.5	0.2294	0.2351	0.2262	0.4811
ρ_y	Gamma	0.5	0.3191	0.2447	0.2330	0.3906
ρ_π	Gamma	1.5	1.3999	1.3095	1.3555	1.4158
σ	Gamma	1.5	0.9350	0.8991	1.0022	0.7276
ρ	Beta	0.5	0.6946	0.7690	0.8129	0.7158
ρ_σ	Beta	0.5	0.7635	0.7643	0.8081	0.9291
σ_σ	Inv-Gamma	0.01	0.0221	0.0341	0.0158	0.0205

对不同口径的季度数据及不同的时间折现因子，我们也考察了收入不确定性对经济波动贡献度的稳健性。结果显示，与正文中的主要结论一致，尽管收入不确定性冲击不是通胀波动的驱动力，但该冲击仍是投资增长、产出增长以及 M2 货币流速变化等宏观变量波动的重要来源（见附表 4）。

附表 4: 收入不确定性对经济波动贡献度 (%) 的稳健性检验

被解释变量	窄口径数据		广义口径数据	
	$\beta = 0.98$	$\beta = 0.99$	$\beta = 0.98$	$\beta = 0.99$
	通货膨胀	3.00	2.10	0.56
产出增长	26.04	54.94	60.32	50.48
投资增长	35.30	61.42	76.52	52.86
货币流速变化	44.44	61.43	45.52	62.09

注：方差分解是基于估计参数的后验均值进行模拟计算得到。

Economic Uncertainty, Asset Allocation and the Stabilization of Monetary Policy

Abstract: What is the macroeconomic consequence of income uncertainty shock? What types of monetary policies can stabilize the uncertainty shock? This paper constructs a heterogeneous-household model in a standard New Keynesian DSGE framework. The model features idiosyncratic income uncertainty and liquidity constraint. We show that a rise in income uncertainty raises the demand of money, crowds out the supply of production capital, and ultimately reduces the aggregate demand. We then estimate the model through the Bayesian method. The quantitative results show that: (1) The income uncertainty shock is a major source of China's aggregate volatility; (2) The price rule instead of the quantity rule of monetary policy can efficiently stabilize the disturbances caused by the income uncertainty shock.

Keywords: Income Uncertainty; Monetary Policy; Heterogeneous-Household Model; New Keynesian DSGE

JEL: E12, E44, E52