

# 中村惠美对实证宏观经济学的贡献\*

——2019年度约翰·贝茨·克拉克奖得主学术贡献评介

侯成琪 黄彤彤 吴迪

**摘要:**中村惠美因其在实证宏观经济学领域的突出贡献而荣获2019年度美国经济学联合会颁发的约翰·贝茨·克拉克奖。她因创造性地使用新数据来研究微观价格调整的特征、货币政策的非中性程度、通货膨胀的福利成本、货币政策和财政政策的效果等宏观经济学中长期存在争议的重大理论问题而闻名。相对于实证宏观经济学中常用的季度加总时间序列数据,中村使用的数据集具有加总更少、频率更高、时间跨度更长等特点。而且,她提出了更加有效的识别方法,从而能够对上述问题进行更加深入的研究并得到更加可靠的结论。

**关键词:**中村惠美 克拉克奖 实证宏观经济学 价格调整

美国伯克利加州大学经济学教授中村惠美(Emi Nakamura)因其在实证宏观经济学领域的突出贡献而荣获2019年度美国经济学联合会(AEA)颁发的约翰·贝茨·克拉克奖(John Bates Clark Medal)。中村生于1980年10月,2001年以最优等荣誉(Summa Cum Laude)获得普林斯顿大学经济学学士学位,2004年和2007年分获哈佛大学经济学硕士和博士学位。博士毕业后,中村于2008年开始在哥伦比亚大学商学院经济系任教,2013年获终身教职,2017年晋升为教授,2018年加盟伯克利加州大学。中村是《美国经济评论》(AER)的联合主编,美国国会预算办公室(CBO)经济顾问小组成员,美国经济学联合会国民统计委员会成员,美国劳工统计局(BLS)技术咨询委员会成员。中村曾于2011年获美国国家科学基金会成就奖(Career Award, NSF),2014年获斯隆研究奖(Sloan Research Fellowship),2014年获得美国经济学联合会伊莱恩·本内特研究奖(Elaine Bennett Research Prize, AEA)。她也是2014年国际货币基金组织(IMF)评选的“下一代:45岁以下的25位顶级经济学家”之一,2018年《经济学人》(The Economist)杂志评选的“十年来8位顶级青年经济学家”之一。中村对实证宏观经济学的学术贡献在于,创造性地使用新的数据和识别方法,对微观价格调整的特征、货币政策的非中性程度、通货膨胀的福利成本、货币政策和财政政策的效果等宏观经济学中长期存在争议的重大理论问题进行了更加深入的研究,并得到了更加可靠的结论。

## 一、微观价格调整与货币政策

中村惠美最著名的研究是,利用美国劳工统计局(BLS)用于构造美国消费者价格指数(CPI)和生产者价格指数(PPI)的微观价格调查数据,对微观价格调整的特征进行实证检验,并根据微观价格调整的各种典型事实对货币理论文献中使用的厂商定价模型、货币政策的非中性程度以及通货膨胀的福利成本等重大理论问题进行更加深入的探究。虽然导致货币政策非中性的原因很多,但是主流观点认为,最重要的原因依然是名义粘性(包括价格粘性和工资粘性)。因此,如何在理论模型中描

\* 侯成琪、黄彤彤、吴迪,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子邮箱:cqhou@whu.edu.cn。基金项目:国家自然科学基金(71573193)。感谢匿名审稿人的修改建议,文责自负。

述厂商的定价决策并合理地引入价格粘性,是货币理论建模的一个关键问题。这就需要对现实经济中的个体产品价格调整的特征进行深入分析,其中最重要的一个特征是个体产品价格保持不变的平均时间长度,即价格调整的平均周期。在过去十几年中,包含庞大数量商品价格变化的新数据集的使用已经彻底改变了该领域的研究范式,中村及其合作者约恩·斯泰森(Jón Steinsson)在这类研究进展中起到了主导作用。

### (一)微观价格调整的典型事实

中村和斯泰森在其引用率最高的《关于价格的五个典型事实:对菜单成本模型的再评估》(Nakamura & Steinsson, 2008)一文中,使用了BLS收集的用于统计美国CPI和PPI的微观价格观测数据,得到了美国经济中价格调整的五大特征。在该文之前,关于个体产品价格调整的经验证据大多来自于对极个别市场的研究,其主要局限在于这些特定产品的价格调整特征缺乏足够的代表性。同时,大多数研究认为,美国经济中个体产品价格调整的平均周期大致为1年。Bils & Klenow(2004)首次使用BLS微观数据分析个体产品价格调整特征,发现在现实经济中价格调整其实更加频繁,价格调整周期的中位数为4.3个月,这对传统观点提出了挑战。中村和斯泰森(2008)与Bils & Klenow(2004)的区别在于,后者使用了1995—1997年间BLS商品和服务替代率表,该数据集只包含按产品类别分类的价格调整和替代的平均频率;而他们使用了1988—2005年间BLS用于统计CPI和PPI的所有微观价格观测数据。

中村和斯泰森(2008)认为不同类型的价格调整具有完全不同的宏观经济含义,建议在研究个体商品价格调整的经验特征时区分三类不同的价格变化:(1)正常价格(regular prices)变化;(2)临时促销引起的价格变化;(3)产品更新换代引起的价格变化。临时促销引起的价格变化通常与宏观经济的状况无关且非常短暂,而产品的更新换代源于很多原因而非厂商想要调整价格。要在经验分析中区分这三类不同的价格变化,需要解决两个测度上的问题。第一,临时促销的识别,该文使用BLS的促销标志来标识。第二,当因为促销或者脱销而无法观察到正常价格时,如何估计正常价格变化的频率。该文采取了四种不同的估计方法。第一种方法,也是最简单的方法,对连续的非促销观察期内正常价格变化的频率进行估计。第二种方法,在假定促销和脱销期间价格粘性最大的基础上进行估计。第三种方法,在假定正常价格序列在促销过程中随机演变的基础上进行估计。第四种方法,类似于第三种方法,但对促销和脱销期间的正常价格序列分别进行了估计。解决数据的测度和估计问题后,他们得到下面五个价格调整的特征。

1. 各类商品的价格调整频率具有很强的异质性,而且剔除促销的价格调整频率仅为包含促销的价格调整频率的一半。在CPI各类商品和服务中,服装、服务和家具三类商品正常价格的调整频率很低,月度价格调整频率的中位数分别为3.6%、6.1%和6.0%,对应的价格调整周期为27.3、15.8和16.1个月;汽车燃料、旅行和公用事业三类商品正常价格的调整频率很高,月度价格调整频率的中位数分别为87.6%、41.7%和38.1%,对应的价格调整周期为0.5、1.9和2.1个月。而且,正常价格的变化频率的分布具有非常明显的右偏特征,价格变化频率的均值是21.1%,而中位数是8.7%。这种不对称的分布特征意味着,在估计加总的价格调整频率时,应该使用所有商品价格调整频率的中位数,对应的价格调整周期为11个月。对于PPI各类商品,按照所处加工阶段的不同,该文分别估计了最终品、中间品、原材料的价格调整频率,研究结果发现,与最终品和中间品相比(价格变化的频率分别为10.8%和13.3%,对应的价格调整周期为8.7和7个月),原材料的价格几乎具有完全弹性,价格变化的频率为98.9%,对应的价格调整周期为0.2个月;按照两位数行业代码划分部门,发现与消费者价格一样,各个部门的价格调整频率存在着很大的异质性。

中村和斯泰森(2008)也研究发现,在分析个体商品的价格调整频率时,是否剔除临时促销引起的价格变化和产品更新换代引起的价格变化对结果影响很大。正常价格变化的频率比包括促销在内的价格变化的频率大约低50%,产生此差异的原因是促销很常见且在不同商品之间的分布不均。而将产品更新换代引起的价格变化考虑在内时,价格变化的频率提高了1%~2%,即产品更新换代

往往会缩短价格的调整周期。所以,区分促销和非促销价格非常重要,其原因在于:首先,不同类型的价格变化引起加总价格调整的程度不同,与促销相关的临时价格变化引起的加总价格调整的程度远低于剔除促销的正常价格变化引起的加总价格调整程度。其次,大多数促销引起的价格变化独立于宏观经济状况。第三,促销多发生于零售层面,这就意味着对于能够引起促销价格变化的冲击,批发层面的生产者价格响应程度可能会低于零售层面的消费者价格响应程度,而现实中,生产者价格变化频率一般高于消费者价格频率。

2. 剔除促销的价格变化具有非对称性。对于CPI各类商品和服务,价格上涨在非促销价格变化中占64.8%;对于PPI各类商品,价格上涨在非促销价格变化中占60.6%,而价格下跌在各类商品价格变化中所占比例约为1/3。然而,大多数粘性价格模型都假设价格变化只发生在出现加总冲击的情形下,考虑到现实经济中的通货膨胀率通常为正值,几乎所有的价格变化都应该是价格上涨。这表明在现实经济中异质性冲击是价格变化的重要推动力,这个特征对于校准粘性价格模型非常重要。

3. 只有价格上涨的频率与通货膨胀有很强的相关关系,而价格下降的频率、价格上涨和价格下跌的幅度与通货膨胀的相关关系要弱得多。中村和斯泰森(2008)通过对比现实数据和模型模拟得到的价格序列发现,考虑通胀因素后,校准后的菜单成本模型大致能够匹配1988—2005年间正常价格变化的频率演变,但是没有发现促销的幅度或频率与加总变量之间关系的有力证据。

4. 消费者价格和生产者价格的变化都具有很强的季节性特征。具体地,四个季度中第一个季度的正常价格变化频率最高,每个季度内第一个月的价格变化频率最高,而且价格上涨对于产生价格变化的季节性特征具有超乎寻常的重要作用。Olivei & Tenreyro(2007)指出货币政策冲击的影响与冲击发生的时间有关,认为这一现象是工资变动的季节性引起的,而中村和斯泰森(2008)发现的价格变化的季节性同样能够解释这一现象。

5. 价格变化的风险函数并非向上倾斜。风险函数(hazard function)衡量了价格变化的概率,用数学公式可表示为 $\lambda(t) = P(T=t | T \geq t)$ ,其中 $T$ 表示价格的持续时间, $\lambda(t)$ 表示当价格已经持续了 $t$ 期后,下一期价格会发生变动的概率。如果价格保持不变的时间越长,则下一期价格变化的概率越大,那么风险函数就是向上倾斜的。中村和斯泰森(2008)的估计表明,正常价格的风险函数在开始几个月向下倾斜,之后基本持平;包括促销在内的风险函数要比正常价格变化的风险函数向下倾斜得更厉害。根据数据估计的风险函数与校准的菜单成本模型生成的风险函数的主要区别在于最初几个月的风险行为。在数据中,风险较大且呈下降趋势;而在模型中,风险较小且急剧上升。他们在基准菜单成本模型中引入边际成本受到异方差冲击的假设进行研究发现,扩展后的模型可以在开始几个月生成一个向下倾斜的风险函数。

## (二) 货币政策的非中性程度

大量实证研究表明,在美国的产出波动中,大致1/3源于名义冲击。比如,Shapiro & Watson(1988)的研究发现,美国产出波动的28%源于名义冲击。但是,Golosov & Lucas(2007)却发现,在一个单部门菜单成本模型中,通过校准模型参数来匹配所有商品价格变化的频率和幅度等统计特征之后,名义冲击仅能解释2%的产出波动,远低于观测到的约28%的产出波动。这一结论对货币经济学提出了很大的挑战。考虑到名义粘性在解释货币政策传导机制中的作用,一些研究通过在模型的价格设定中引入策略互补(strategic complementarity)<sup>①</sup>,以达到提高货币非中性程度的目的。但这种方法的问题在于模型无法匹配微观价格变化的平均幅度。

中村和斯泰森在《多部门菜单成本模型中的货币非中性》(Nakamura & Steinsson, 2010)一文

<sup>①</sup>策略互补是博弈论中的概念。对于策略互补的通俗理解是将不同商品视为互补品,当一种商品的相对价格下降时,不仅会引起对该商品的需求上升,也会引起对互补品的需求上升。一般模型中引入策略互补的用途之一是可以分析价格变化引起的羊群效应,但这里引入策略互补的目的则是通过提高单个企业价格与加总价格的相关性来提高模型中的名义粘性。与策略互补相对的概念是策略替代(strategic substitution)。



中,通过如下两个途径解决了菜单成本模型产生的货币非中性程度与现实严重不符的难题:引入各部门商品的价格调整频率和调整幅度的异质性,并在生产函数中引入中间投入。他们研究发现,在菜单成本模型中引入价格调整频率的异质性和中间投入都大大提高了货币非中性,名义冲击能够解释 23% 的产出波动,与实证结果大致相当。而且,引入这两个因素不会对模型匹配微观价格调整的平均幅度的能力产生负面影响。

中村和斯泰森(2010)建立的多部门菜单成本模型具有如下的主要特点。经济中存在一个连续统(0,1)上的垄断竞争厂商和  $J$  个生产部门,每个厂商都隶属于其中一个部门。所有厂商的产品都有两个用途:作为最终商品用于消费;作为中间投入用于其他厂商的生产。每个厂商都使用中间投入和劳动力作为生产要素进行生产,如果厂商想要在某个时间点改变产品价格,必须支付一个固定的价格调整成本,即为“菜单成本”。在多部门模型中,不同部门的厂商在调整价格时需要支付的菜单成本是不同的,从而引入了各部门商品的价格调整频率和调整幅度的异质性。为了将菜单成本型状态依赖价格调整模型与常用的 Calvo(1983)型时间依赖价格调整模型的结论进行对比,中村和斯泰森(2010)还考虑了一个 Calvo+模型。Calvo(1983)假定厂商可以无成本改变产品价格的概率为  $(1-\alpha)$ ,在其他情况下调整价格是无限昂贵的。与 Calvo(1983)的极端假设不同,Calvo+模型假定厂商以相对较低的成本改变产品价格的概率为  $(1-\alpha)$ ,在其他情况下调整价格则需要支付一个相对较高的成本。根据中村和斯泰森(2008)对各部门的价格调整频率和调整幅度的估计结果,他们分别在引入中间投入和不引入中间投入两种情形下,对单部门模型、包含 6 个部门的模型、包含 9 个部门的模型和包含 14 个部门的模型的货币非中性程度进行了对比。

中村和斯泰森(2010)首先在不引入中间投入的情形下考察了各部门价格调整频率的异质性对货币非中性程度的影响,研究发现,不管是在多部门菜单成本模型中还是在 Calvo+模型中,货币非中性的程度都随着部门数量的增加而急剧增加,包含 14 个部门的模型产生的货币非中性大约是单部门模型的 3 倍,但是在 Calvo+模型中,货币非中性程度过高,大致是菜单成本模型的三倍。中村和斯泰森(2010)还对部门价格调整频率的异质性会放大货币非中性的机制进行了深入分析。在 Calvo(1983)型时间依赖价格调整模型中,假设出现一个名义需求冲击,在任何一个时点,冲击对产出的影响都与已经至少调整过一次价格的厂商所占的比例负相关。如果一些厂商相对于其他厂商具有更高的价格调整频率,那么在价格调整频率较低的厂商进行价格调整之前,这些厂商已经对价格进行了数次调整。但是,在第一次价格调整之后,这些厂商进行的价格调整对产出没有影响,因为第一次价格调整时就已经对冲击做出了反应。因为边际价格调整更可能发生在具有较低价格调整频率的部门中尚未对价格进行调整的厂商身上,由于各部门的货币非中性程度是价格调整频率的凸函数<sup>①</sup>。在菜单成本模型中,虽然数值模拟的结果显示货币非中性程度是价格调整频率的凸函数,但是其作用机制更加复杂,取决于导致部门价格调整频率存在差异的具体原因。中村和斯泰森(2010)研究发现,价格调整频率的异质性放大货币非中性的程度源于美国经济数据的三个特征:(1)美国经济中平均较低水平的通胀;(2)价格变化的平均幅度很大,跨部门的价格变化频率与价格变化幅度没有很强的相关性;(3)美国经济中价格变化平均频率相对较低。反事实的数值模拟则会出现货币非中性程度是价格调整频率的线性函数从而没有放大效应的结论。

①中村和斯泰森(2010)并未对为什么各部门的货币非中性程度是价格调整频率的凸函数进行更深入的解释,而是引用了 Carvalho(2006)的结论,即各部门的货币非中性程度是价格调整频率的凸函数源于如下两种效应:首先,在发生冲击的初始阶段,价格调整主要由调整频率较高的部门主导,随着时间推移,价格调整主要由调整频率较低的部门主导,所以价格调整速度会越来越慢,从而名义冲击对产出的影响越持久,这被称为频率组合效应(frequency composition effect)。其次,价格调整频率较高的厂商在调整价格时会考虑到其他厂商的产品价格尚未调整,不愿意自己的产品价格偏离加总价格水平太多,从而会选择降低价格调整幅度进而增加货币非中性,这被称为策略互动效应(strategic interaction effect)。这两种效应组合在一起,会导致货币非中性程度是价格调整频率的凸函数。

在分析了价格调整频率对货币非中性的放大效应之后,中村和斯泰森(2010)进一步分析了引入中间投入对货币非中性的影响,研究发现,与没有中间投入的模型相比,引入中间投入的模型产生的货币非中性大约是前者的三倍。这是因为在引入中间投入的模型中,企业的边际成本是企业所面临的工资和投入成本的加权平均,使得模型中企业的定价决策具有策略互补特征。针对一些研究发现的、引入策略互补性之后,在合理的参数取值范围内模型无法匹配微观价格变化的平均幅度这个难题,该文将产生策略互补性的机制分为两类: $\omega$ 类型策略互补和 $\Omega$ 类型策略互补。 $\omega$ 类型策略互补包括在模型中引入非等弹性需求和固定生产要素, $\Omega$ 类型策略互补包括在模型中引入真实工资粘性和中间投入。这两类策略的主要不同是,前者同时会对加总冲击和异质性冲击做出反应,后者仅会受到加总冲击影响<sup>①</sup>。对于 $\omega$ 类型策略互补,考虑一个包含固定生产要素的模型,假设经济面临负向的名义总需求冲击。由于生产函数是生产要素的凸函数,所以当生产水平较低时,生产要素的边际产品(即生产函数关于生产要素的一阶导数)较高,对应的边际成本会下降。另一方面,当产出较低时,对商品需求的价格更高,由于价格是边际成本的加成,这就意味着边际成本也会上升。这说明商品价格和边际成本的内生反馈机制对冲了边际成本的初始反应,从而弱化了货币非中性的传导机制。对于 $\Omega$ 类型策略互补,不存在这种问题,因为在具有中间投入的模型中策略互补是由其他企业的价格粘性产生的,不是由企业自身价格对边际成本的内生反馈机制决定的。因此,该文的菜单成本模型可以匹配价格变化的幅度,而无须诉诸大的冲击或大的菜单成本。

### (三)通货膨胀的福利成本

在美国“大衰退”之前,政策制定者与经济学界普遍认为通货膨胀率应该控制在接近零的水平(每年2%左右),即使考虑名义利率的零利率下限,经济学界依然认为应该维持一个较低的通货膨胀率。而“大衰退”之后,一些经济学家主张设定一个更高的通货膨胀率目标(每年4%左右)。然而经典的货币理论认为,更高的通货膨胀率将加剧价格的离散程度,扭曲价格体系的配置作用,增大通货膨胀的福利损失。其原因在于,在通货膨胀率更高的环境中,价格会在两次价格调整之间更加偏离其最优水平,从而造成相对价格的无效波动。在标准的新凯恩斯模型中,通货膨胀率从0%上升到12%会导致10%的福利损失,比经济周期波动所带来的福利损失大一个数量级,即通货膨胀的福利成本非常高。然而,中村等在《难以捉摸的通货膨胀成本:美国大通胀时期的价格离散程度》(Nakamura et al, 2018)一文中研究发现,在通货膨胀率更高的环境中,价格的离散程度并没有增加,从而对通货膨胀具有很高福利成本的观点提出了质疑。

但是,要测度价格离散程度对通货膨胀率的敏感性需要克服两个困难。首先,美国劳工统计局的微观价格调查数据只包括1988年以来格林斯潘—伯南克时期的数据,而这段时期美国的通货膨胀率很低而且波动很小。中村和斯泰森付出了很大的努力将BLS消费价格的微观数据库拓展到1977年。扩展的数据库包括20世纪70年代晚期和80年代早期。与1988年以来的通货膨胀率相比,这段时期的通货膨胀率更高、波动更大。其次,测度完全同质商品的价格离散度是很困难的,因为不同厂商产品价格的差异可能反映了产品的异质性,所以即使价格可以完全灵活调整,不同厂商的产品依然具有不同的价格。中村等(2018)建议,可以通过分析价格调整的绝对幅度如何随通货膨胀率变化来评估价格离散度对通货膨胀率的敏感性。其理论依据在于:如果通货膨胀导致价格偏离其最优水平的幅度越大,则当可以调整价格时,价格的调整幅度也会越大;如果在通货膨胀率更高的时期无效价格离散程度上升,则价格调整的绝对幅度同样会上升。

基于新的扩展数据集,中村等(2018)采用四分位差(interquartile range)来度量每一个BLS初级项目类别(entry-level item)的价格离散度,采用加权中位数计算跨类别的价格离散度,发现在过去的40年里,由于未加工食品、加工食品和旅游服务的组内价格离散度急剧上升,导致加总的价

<sup>①</sup>关于 $\omega$ 类型策略互补和 $\Omega$ 类型策略互补的详细讨论可参见Ball & Romer(1990)和Kimball(1995)。

格离散度一直稳步上升。但是,在样本期内,通货膨胀率却是急剧下降的,这说明观察到的跨行业价格离散度的增加可能来自产品异质性的增加。通过对价格调整绝对幅度的变化特征进一步分析可以发现,尽管在样本期内通货膨胀率是急剧下降的,但价格调整的绝对幅度基本保持在8%的水平上。这说明与低通胀时期相比,价格在“大通胀”时期偏离有效价格水平的幅度更大的观点并不成立。

中村等(2018)还通过数值模拟比较了菜单成本型状态依赖价格调整模型与 Calvo(1983)型时间依赖价格调整模型拟合上述实证结论的能力,研究结果发现,在菜单成本模型中,价格调整的平均绝对幅度几乎不随通货膨胀率的上升而上升,与上述实证结论是吻合的;而在 Calvo 模型中,价格调整的平均绝对幅度随着通货膨胀率的上升而急剧上升。因为价格调整的频率和幅度是一个硬币的两面,所以价格调整的绝对幅度不随通货膨胀率的变化而变化就意味着,价格调整的频率会随着通货膨胀率的变化而变化。该文也发现,在菜单成本模型中,价格变化的频率随着通货膨胀率的上升而上升;而在 Calvo 模型中,价格变化的频率是恒定的。这些数值模拟的结论表明,Calvo 模型无法拟合价格离散的实证证据,因此采用 Calvo 模型得到的“通货膨胀具有很高的福利成本”的结论是不正确的。而菜单成本模型可以较好拟合价格离散的实证证据,因此该文采用菜单成本模型来评估通货膨胀的福利成本,并且发现通货膨胀的福利损失几乎不随通货膨胀率的上升而上升,从而对通货膨胀具有很高福利成本的观点提出了质疑。

最后,鉴于过去半个世纪出现的巨大技术变革,中村及其合作者探讨了是否因为价格变化的部分成本可能已经下降,从而使价格变得更加灵活。然而数据显示,过去的40年中,伴随着通货膨胀率的持续下降,价格变化的频率(剔除促销因素)也一直在下降,说明在这种情况下,价格调整频率的变化不再是衡量价格弹性变化的理想尺度。故该文通过验证固定价格调整成本假定下的菜单成本模型对实际数据的匹配度来判断价格的弹性程度。如果固定价格调整成本假定下的菜单成本模型能够匹配价格随时间变化的频率,则表明价格(剔除促销因素)并没有随着时间变化而变得更加具有弹性。实证结果显示,固定价格调整成本假定下的菜单成本模型可以解释样本周期内价格变化的总体趋势,说明价格(剔除促销因素)并没有随着时间的推移变得更加具有弹性。

## 二、实证宏观经济学中的识别

利用非实验数据进行实证分析并识别因果关系往往会受到内生性问题的困扰,由于存在更加严重的联立性偏误和遗漏变量问题,实证宏观经济分析中的因果关系识别更加困难。并且,与相对丰富的微观经济数据相比,加总宏观经济数据的统计受到诸多限制,进一步增加了解决内生性问题的难度。以实证宏观经济学的经典问题——财政政策和货币政策的效果为例,两类政策的调整很少是外生的,通常是随着宏观经济的周期波动而出台对应的宏观经济调控措施,因此在实证分析中会面临非常严重的联立性偏误问题。而且,作为最重要的两类宏观经济调控政策,货币政策的效果受到同期财政政策的影响,而财政政策的效果也受到同期货币政策的影响,进一步加大了识别的难度。此外,因为宏观经济变量之间存在广泛的相互影响,所以很难在实证分析中控制所有相关因素,遗漏变量问题很难解决。而中村惠美及其合作者独辟蹊径,采用更少加总、更高频率的数据辅以更加有效的识别方法,来解决实证宏观经济学中的识别问题。

### (一)政府支出乘数的识别

关于政府支出对于产出的影响即政府支出乘数的大小存在较多争议。一些研究对政府支出乘数的估计较高(Romer & Bernstein, 2009)<sup>①</sup>,而另一些研究认为,因为存在较大的挤出效应,政府支出乘数很小,可能接近于0(Baxter & King, 1993)。存在争议的主要原因在于,政府支出的变化很少

<sup>①</sup>Romer & Bernstein(2009)考虑了美国复苏和再投资法案(American Recovery and Reinvestment Act)这一规模较大的财政刺激政策对产出的影响,估计得到的政府支出乘数数值约为1.6。



是外生的,从而导致政府支出乘数很难被准确度量。解决内生性问题的常用方法有两个。第一种方法是,采用同战争相关的国防支出作为工具变量,因为这类国防支出通常与宏观经济状况无关。然而,自从朝鲜战争以来,美国加总的军事支出就一直没有很大的变化,所以加总的军事支出对于识别过去50年美国经济的政府支出乘数没有作用。此外,如果假定同战争相关的国防支出是外生的,那么战争影响产出只能通过政府支出渠道。显然,这并不正确。比如,发生战争时,一方面,爱国主义情绪会提高战争期间的劳动供给,促进产出,估计政府支出乘数时忽略这一因素将引起对乘数的低估。另一方面,战争时期的配给和价格管制可能会抑制战争期间的产出,这又可能引起对乘数的高估。第二种方法是,利用结构VAR模型(structural VAR)来识别政府政策乘数,但是这类方法依赖于对产出和财政政策的结构化假设。除了内生性问题之外,政府支出对产出的影响很可能取决于对货币政策制定的反应。一些研究者认为,政府为了应对深度衰退会增加支出,但是政府支出增加导致的产出增长通常会引起货币政策紧缩,进而又会抑制产出的增长。通常的研究因为忽略了这一因素,所以会低估政府支出乘数,尽管在深度衰退期货币政策的反应可能有所不同。而且,政府支出乘数对于政府支出的资金来源也很敏感,如果采用扭曲性税收,则支出乘数较小,如果采用一次性总付税,则支出乘数较大。

中村和斯泰森在《货币联盟中的财政刺激:来自美国各地区的证据》(Nakamura & Steinsson, 2014)一文中开拓了一个新的思路。他们研究发现,尽管加总的的数据识别性不高,但各地区的军事支出一直变化很大,这些地区军事支出的变化可以用来估计政府支出乘数。这一方法能解决货币政策交叉影响导致的政府支出乘数低估问题,因为各州的货币政策是相同的,不可能出现一个州调整货币政策而另一个州维持货币政策不变的情形,所以货币政策的反应不再是一个重要问题。此外,地区军事支出的资金来源是联邦税收,所以收到一大笔军事支出的地区和其他地区的税收结构没有差异,可以不需要考虑征税方式对政府支出乘数的影响。因此,考虑地区军事支出的变化并将之与地区产出变化联系起来,提供了一个比以往研究更加可靠的政府支出乘数的估计。中村和斯泰森(2014)将通过跨州数据估计得到的乘数命名为“开放经济相对乘数”(open economy relative multiplier),使用工具变量法估计得到的数值约为1.5,表示一个地区的人均政府支出上升1%,该地区的人均产出约上升1.5%。对应地,将使用国家层面数据估计得到的乘数命名为“封闭经济加总乘数”(closed economy aggregate multiplier),并通过量化的多地区一般均衡模型来分析这两个乘数之间的差异。在新模型设定下,货币政策依据其对冲程度被分为三类:第一类为“沃尔克-格林斯潘”政策,央行会尽可能地对冲因政府支出上升引起的高通胀;第二类为“固定真实利率”政策,央行维持真实利率不变;第三类为“固定名义利率”政策,央行维持名义利率不变,一个典型例子就是零利率下限(ZLB)情形。通过这种设定,可以看到中村及其合作者使用地区政府支出乘数的优势。由于国家层面的政府支出乘数对货币政策敏感,所以在“沃尔克-格林斯潘”政策下,政府支出的作用被央行反向操作的货币政策对冲掉了,估计得到的封闭经济加总乘数最小;在“固定真实利率”政策下,政府支出上升引起真实利率上升,央行维持该真实利率不变,所以政府支出引起产出一对一的变化;在“固定名义利率”政策下,如ZLB情形,政府支出上升,引起通货膨胀上升,央行维持名义利率不变,引起真实利率下降,实际上进一步促进了产出,所以估计得到的乘数最大。所以,在国家层面,三者关系满足:“沃尔克-格林斯潘”政策<“固定真实利率”政策<“固定名义利率”政策。而州层面的货币政策被控制住了,对货币政策不敏感,故有:“沃尔克-格林斯潘”政策=“固定真实利率”政策=“固定名义利率”政策。

使用州层面的数据估计政府支出乘数还有一个优良的性质,即开放经济相对乘数能够识别新古典模型和新凯恩斯模型,但封闭经济加总乘数无法识别不同的模型。新古典模型估计得到的封闭经济加总乘数位于不同货币政策设定下的新凯恩斯模型估计结果范围内,而新古典模型估计得到的开放经济相对乘数小于新凯恩斯模型情形。为解释开放经济相对乘数能够识别不同模型的性质,考虑名义利率不变的情形,在货币供给不变的新古典模型中,不存在价格粘性,政府支出增加引起通胀迅

速上升,由于名义利率不变,故上述过程开始回调<sup>①</sup>,在通胀下降的过程中伴随着真实利率的上升,会挤占私人支出,从而估计得到一个较低政府支出乘数。在新凯恩斯模型中,存在价格粘性,政府支出增加引起通胀缓慢上升,尤其当经济处于零利率下限情形下(名义利率不变),真实利率下降,会促进私人支出,从而估计得到一个较高的政府支出乘数。尤其是,当采用劳动消费不可分和引入资本的新凯恩斯模型设定时,理论估计结果为 1.47,这一数值非常接近于实证估计得到的 1.5 的开放经济相对乘数。

需要说明的是,对开放经济相对乘数的研究并不能回答国家层面的政府支出对总产出的影响,但是,通过对开放经济相对乘数的研究能够识别出那些最能够解释现实观测结果的模型。实证观测得到的 1.5 的开放经济相对乘数更偏好需求冲击对产出有较大影响且货币政策作用较小(如 ZLB 情形)的模型,这说明在研究国家层面的政府支出乘数问题时,也应该选择需求冲击影响较大的模型。这一新颖的研究思路通过将非结构化的实证研究与考虑实证估计结果的模型分析结合起来,能够筛选出最有利于解释经济问题的理论模型,从而为宏观经济政策的应用研究做出了重大贡献。

## (二) 货币政策信息效应的识别

与很难准确估计财政政策对产出的影响类似,货币政策对经济的影响同样很难准确识别。比如,美联储为了应对金融部门的负向冲击而降低利率,则货币政策的效果会与负向金融冲击的影响混杂在一起,很难准确识别货币政策的效果。这就需要控制负向金融冲击,经常使用的方法是向量自回归(VAR)。但是,Rudebusch(1998)认为,即使控制了重要的混杂变量(confounding variables),依然会存在内生性偏差和虚假识别问题。一个例子是 2001 年的“9·11”事件,基于经济不确定性增大的考量,美联储调低了该月的利率,但 VAR 却将该月产出的下降归因于宽松的货币政策。显然,这是有问题的,美联储是因为恐怖袭击事件才调整了货币政策,而这却在 VAR 方程中体现不出来。

有效识别货币冲击的影响是货币经济学研究中一个非常重要的基础问题,中村和斯泰森在《货币政策非中性的高频识别:信息效应》(Nakamura & Steinsson, 2018a)一文中另辟蹊径,以 2000 年 1 月到 2014 年 3 月期间的 106 项美联储公告为样本,通过分析每次公告发布后 30 分钟窗口期内即期利率变化的高频数据来识别货币政策的影响,这种高频识别方法不仅可以解决内生性问题,还能够识别货币政策影响真实经济变量的信息渠道。相关文献通常将这 30 分钟内观察到的金融市场变化归因于美联储公告中公布的信息。但不同于货币政策冲击高频识别的早期支持者,中村和斯泰森(2018a)认为,公告的信息不一定只代表在给定经济基本面的条件下货币政策的预期变化,还包含了美联储知道、但市场可能还不知道的信息,或者美联储对当期经济状况的解释与公告之前市场对当前经济状况的解释不同的信息。换言之,美联储公告不仅会影响公众对货币政策的信念,还能调整对经济基本面的预期,这种对经济基本面预期的调整被称为美联储公告的“信息效应”。他们的贡献在于,在允许这种信息效应可能存在的条件下研究货币政策的非中性,建立并估计了一个理论模型,该模型能够解释观测到的美联储公告的效果。

中村和斯泰森(2018a)使用简单规则来刻画货币政策,令真实利率服从 AR(2)过程,其中残差项衡量了货币冲击。信息效应则用货币冲击引起真实利率变化的一定比例  $\varphi$  来反映,表示货币冲击通过影响自然利率来直接影响经济变量的信息渠道;而  $1-\varphi$  则代表货币冲击引起真实利率的其他变化,表示通过利率缺口或产出缺口来影响经济变量的传统渠道。在对信息效应的估计中,真实利率使用 Gurkaynak et al(2010)通过 TIPS(treasury inflation protected securities, 通胀保值债券)数据构造的零息国库券收益率和远期利率来衡量,名义利率使用 Gurkaynak et al(2007)构建的零息名义国库券收益率、远期利率、3 个月和 6 个月国库券收益率来衡量,通过矩估计方法得到的信息效应约

<sup>①</sup>在货币供给不变的新古典模型中,供给曲线是一条垂直的直线,需求曲线是向右下方倾斜的直线,由此确定经济中均衡的货币量和产出,当政府支出上升,引起需求曲线沿着供给曲线垂直上升,货币需求增加,但因为经济中的货币供给不变,故需求曲线又会沿着垂直的供给曲线缓慢回到均衡状态,所以会出现回调过程。



为  $2/3$ , 表示  $2/3$  的美联储公告代表有关未来经济基本面的信息, 只有  $1/3$  的美联储公告是纯粹的货币政策冲击。估计得到的菲利普斯曲线斜率很小, 也侧面印证了这一点: 美联储公告中仅有  $1/3$  是通胀对真实利率缺口(即真实利率与自然利率之差)的反应, 而其余的  $2/3$  体现为自然利率自身的调整, 这部分不会引起通胀变化, 却会直接影响真实经济变量。由于信息效应强于货币政策的传统渠道, 意味着央行公告中的紧缩性货币政策会促进产出增长; 紧缩性货币政策预示着提高利率, 说明美联储对未来的经济形势更加乐观, 公众从而也会调整对经济基本面的信念。若从消费者的角度来理解, 当消费者预期到未来产出更高, 未来的消费也会提高, 由于消费惯性, 当期消费就会提高, 从而带动产出上升。若从投资的角度理解也是一样, 企业预期未来经济形势更好, 当前就会增加投资, 从而提升产出。这种研究思路是中村和斯泰森(2018a)不同于以往研究的关键所在。以往研究假定央行只能通过行为来传递信息, 如改变联邦基金利率, 而信息效应同时允许央行通过公告来传递信息。这种现象可以与金融危机结束后美联储宣布的加息政策进行类比——尽管公告中宣布会提高利率, 但并未引起经济收缩, 一个重要的原因在于公众相信美联储加息是因为对经济基本面的判断更加乐观, 从而调整预期, 增加消费或投资, 进而提振经济。

中村和斯泰森(2018a)还列举了一个支持货币政策信息效应的例子, 即对比美联储公告窗口期内的股价反应。首先, 根据现实数据估计得到, 货币政策冲击会导致标准普尔 500 指数下跌  $6.5\%$ ; 其次, 通过包含信息效应的模型估计得到, 货币政策冲击会导致标准普尔 500 指数下跌  $6.8\%$ ; 最后, 通过不包含信息效应的模型估计得到, 货币政策冲击会导致标准普尔 500 指数下跌  $11.1\%$ 。这说明现实数据中股价的反应包含了信息效应, 货币政策确实向公众传递了关于未来经济基本面的信息。

在对货币政策识别问题的研究上, 中村和斯泰森(2018a)重点讨论了加息所传递的信息效应。尽管加息是基于美联储对于经济基本面更加乐观, 但是, 如果经济形势不好, 美联储应该公布这一负面消息吗? 他们提供了两个美联储应该公布的原因: 首先, 即使美联储没有公布这一负面消息, 私人部门也会根据现实经济状况进行纠偏; 其次, 提供关于未来经济的信息有助于公众提前应对变化, 这可能会提高福利。但是, 一个例外情况是, 当经济已经处于 ZLB 时, 此时货币政策受限, 美联储可以选择保留对经济形势悲观的判断。最后, 信息效应也与信息的数量和内容有关, 如沃尔克时期, 大量的证据表明沃尔克宣布的紧缩性货币政策有较小的信息效应, 这与采用金融危机结束后的数据估计得到的约  $2/3$  的信息效应并不相符, 所以对于信息效应的异质性有待进一步研究。

### (三) 宏观经济学中的识别

实证研究通常基于解释变量和扰动项不相关的外生性假设展开, 但进行政策分析时, 这一条件很难满足, 因为政府不是随机制定宏观经济政策, 而是聘用成百上千的经济学家, 通过对经济形势进行严谨的分析来制定相应的政策, 说明政策变量通常内生于宏观经济动态。那么如何从宏观经济变量的波动中推断出政策冲击的影响呢? 前文对政府支出乘数和货币政策信息效应的估计较好地回答了这一问题。中村和斯泰森在《宏观经济学中的识别》(Nakamura & Steinsson, 2018b)一文中更一般化地讨论了这个问题。

识别政策冲击对宏观经济变量的影响一般分两个步骤: 第一步, 确定政策冲击的大小; 第二步, 构造规范的脉冲响应分析。一项政策的制定常常综合很多因素, 且政策之间又相互影响, 如财政政策冲击对总产出的影响会受到货币政策影响, 而货币政策冲击对通胀的影响也会受到财政政策影响, 所以在进行相关实证分析时, 需要剥离出不受其他政策干扰的外生冲击, 然后才能分析该政策对宏观经济变量的独立影响机制和大小。

识别外生冲击的第一种方法是用横截面数据替换国家层面的加总数据。国家层面的加总数据常常是多种因素综合作用的结果, 而跨州或跨地区层面的横截面数据则可以对加总层面的政策效应进行控制, 进而达到有效识别的目的。例如, 根据中村和斯泰森(2014)对政府支出乘数的估计, 国家层面的政府支出冲击对产出的影响会受到货币政策干扰, 而估计横截面维度的地区政府支出乘数时可以控制货币政策的影响, 使得该乘数能够充分反映财政政策的影响。但使用横截面数据面临的问

题是,所答非所问,因为真正关心的问题是加总政策冲击对经济的加总影响,而回答的却是地区财政支出对地区经济的相对影响。中村和斯泰森(2014)对此的解释是,这种理论和实证相结合的方法虽然不能直接回答所感兴趣的问题,但却可以得到更重要的结论,即识别出能够更好解释政府支出影响产出的模型。通过对地区政府支出乘数的估计,他们发现经验数据更加支持引入不完全金融市场和 ZLB 假设的新凯恩斯模型。

识别外生冲击的第二种方法是使用非传统的识别方法。以货币政策非中性的研究为例,很容易发现采用传统识别方法得到的证据往往缺乏说服力。第一个例子是将 1931 年 10 月美联储把再贴现率从 1.5% 提高到 3.5% 的举措视为之后工业生产率下降和大范围银行破产的原因(Friedman & Schwartz, 1963),即紧缩性货币冲击引起了经济衰退。然而,1929 年 7 月到 1933 年 3 月期间的工业生产率一直保持下降趋势,若要分析货币政策是否引起 1932—1933 年间的经济衰退,需要排除造成 1929—1933 年间工业生产率趋势性下降的因素。第二个例子是将 1933 年 4 月美国脱离金本位制、美元迅速贬值 30%、随后经济迅速回升的现象视为货币政策推动的结果(Eichengreen, 1992)。但罗斯福新政时期除了脱离金本位制,还实施了其他的政策措施,需要剥离其他政策的影响后才能分析货币政策是否推动了经济复苏。第三个例子是 1936 年 6 月到 1937 年 1 月期间,为应对黄金内流的影响,美联储宣布将法定存款准备金率翻倍,随后工业生产率迅速下降(Friedman & Schwartz, 1963),据此认为紧缩性的货币政策对宏观经济变量产生了影响。但实际上,由于 1936 年末美国实行退休军人津贴和提高税收政策,财政政策在这一时期突然收紧,不足以支撑货币政策而引起了真实经济的变动。而且不同于 Friedman & Schwartz(1963),凯恩斯将这一时期的衰退归结为财政政策的原因。第四个例子是 1982 年之前美联储货币政策是紧缩的,伴随着经济的下行;而 1982 年实行宽松的货币政策后经济迅速复苏,据此认为货币政策引起了宏观经济的变化。但也有其他原因可以解释这些波动,比如,1979 年 9 月和 1981 年 2 月的石油冲击;1980 年 3 月和 6 月之间的信贷控制;1981—1982 年衰退期间里根政府降税的预期效应(Mertens & Ravn, 2012)。此外,这一时期利率上升和产出迅速下降具有同步性,与货币政策的时滞效应不符,且产出下降的幅度之大很难归结为货币冲击的影响。

传统方法的不足推动了非传统方法的应用。比如, Mussa(1986)使用不连续识别(discontinuity-based identification)方法对货币政策是否中性问题的研究。数据特征显示,1973 年 2 月之前,美元兑马克的月度真实汇率波动较小,而之后真实汇率的波动变大。这一时期发生的重大货币政策事件是布雷顿森林体系的瓦解,美国从固定汇率制转为浮动汇率制,倘若货币政策是中性的,那么汇率制度变化这一货币现象不会影响真实汇率的变动。然而,真实汇率的不连续波动特征恰好说明货币政策能够影响真实变量,且对于此时美国真实汇率波动性的上升很难找到其他可信的解释。使用非传统识别方法的另一个例子是中村和斯泰森(2018a)使用高频数据的识别方法,由于货币冲击非常小(仅 5 个基点),而相对较长时间跨度内的产出通常受到多种冲击影响,使得回归中的信噪比太低,难以区分出货币冲击。但如果聚焦美联储公告发布的 30 分钟窗口期内的真实利率对货币政策冲击的反应,则可以有效识别货币政策是否会影响真实经济变量。

识别外生冲击的第三种方法是对可预期的效应进行控制,用不可预期的效应表示外生冲击。Romer & Romer(2004)的方法可以作为借鉴。在识别货币政策冲击时,可以通过控制美联储“绿皮书”(Greenbook)中对货币政策影响的预测来控制可预期的内生效应。这一观点认为货币政策的内生性源于美联储认为经济会发生什么变化,由于货币政策的制定正是基于这些可能的经济变化,若对这部分变化进行控制,那么其余部分的波动就是外生的,从而可以识别出外生的货币政策冲击对经济的影响。

当确定了冲击的大小之后,第二步就是构造规范的脉冲响应分析。这一过程实际上是对实证方法的选择,最简单的方法是将政策冲击对所感兴趣的宏观经济变量进行回归,但如果研究对象和研究时间区间不同,需不断重复实证操作。第二种方法是事件分析法。Romer & Romer(1989)使用 7

个美联储调整货币政策的事件来研究政策冲击对宏观经济的影响,该方法的问题在于,首先,事件的筛选是个模糊的过程,结果难以复制;其次,只有7个样本点,不确定因素多,难以基于大数定理等对其深入分析;最后,事件冲击往往是可被预测的,说明这些事件对应的货币政策是内生的。第三种方法是标准的VAR。该方法所存在的问题是,其隐含的假定为“最小识别假定”(minimal identifying assumptions),即在VAR中控制一些变量的滞后期就意味着控制了政策变化中所有的内生性,这个假设太强了。而且,在实证分析中包含央行制定货币政策时考虑的所有因素是不切实际的,但即使只遗漏了一个因素,就会有内生性问题(Rudebusch, 1998)。需要指出的是,任何线性理性预期模型都可以表示为VAR,所以为了正确地估计VAR,需要将经济中的所有可观测状态变量纳入该模型体系中,否则得到的脉冲响应就是有偏的。第四种方法是将工具变量引入VAR中,通过二者的结合来克服内生性问题,Gertler & Karadi(2015)使用这一方法估计了外生的货币冲击对产出、通胀和信贷利差的影响。

尽管实证宏观经济分析中存在着诸多难题,中村及其合作者仍然坚持并倡导对所研究问题进行严谨规范的分析。中村和斯泰森(2018b)曾把宏观经济学与气象学进行类比:“宏观经济学和气象学在某些方面是相似的。首先,两个领域都涉及高度复杂的一般均衡系统;其次,都难以对两个领域做出长期预测。在现代科学出现之前,人们花很多时间向雨神祈祷,但随着我们对天气的科学理解的提高,人们花在祈祷的时间越来越少,花在观看天气频道的时间越来越多。随着时间的推移和对经济运行方式更好的理解,宏观经济学对令人信服的经验事实的依赖将越来越大。”

### 三、其他理论贡献

虽然中村惠美最具特色的贡献是实证研究,但是她的研究总是以对理论模型的透彻理解为指导,而且她的一些研究主要是理论上的贡献。其中一个重要的例子就是她与麦凯、斯泰森合作的论文《重新审视前瞻性指引的力量》(McKay, Nakamura & Steinsson, 2016)。近年来,前瞻性指引已经成为一种越来越重要的货币政策工具;而且,在标准的货币理论模型中,中央银行关于未来利率水平的承诺会对经济造成非常强有力的影响。Eggertsson & Woodford(2003)研究发现,对自然利率的冲击会导致经济触及零利率下限,引发强大的通货紧缩螺旋和经济萧条。但是,只要中央银行承诺将利率保持在零利率下限的时间会比当前经济条件所需的时间长几个季度,则萧条就会马上结束。

但是,最近的研究发现,在简单的新凯恩斯模型中前瞻性指引的作用超出了可信的极限。Carlstrom et al(2012)发现,在Smets & Wouters(2007)模型中,中央银行将利率盯住自然利率之下长达两年时间的承诺会对产出和通胀造成巨大的影响。这与前瞻性指引较为温和的实际效果不一致,被Del Nergo et al(2013)称为“前瞻性指引之谜”(forward guidance puzzle)。中村等(McKay, Nakamura & Steinsson, 2016)也发现,假设中央银行承诺五年后将利率调低1%并维持一个季度,这个承诺对通货膨胀的影响是令当期利率发生同样幅度变动的18倍。中村及其合作者认为,简单新凯恩斯模型的结论与现实不符,源于假设每个代理人都有单一跨期预算约束这个特征。因为消费欧拉方程会引起当前消费对未来利率变化的即期变化,这种变化会一直持续到利率真正改变时才会回到正常水平,所以距离未来利率冲击实现的时间越久远,消费对冲击的累积反应就持续时间越长,反应越大。当经济处于零利率下限时,真实利率下降更多,引起产出更加剧烈的反应。

由于简单新凯恩斯模型引出的前瞻性指引之谜问题源于完全金融市场和没有信贷约束的假设,所以中村等(McKay, Nakamura & Steinsson, 2016)引入具有异质性收入的代理人,同时对模型施加借贷约束限制。具体做法是针对家庭劳动,引入服从马尔科夫链的异质性生产力,并令家庭持有的债券价值必须为正,以应对不确定性收入风险。使用模型对该异质性生产力校准,得到AR(1)自相关系数为0.966,方差为0.017,这一数值接近于Floden & Lindé(2001)的估计结果。假定货币当局宣布真实利率会在五年(20个季度)后降低1%,相对于完全市场的新凯恩斯模型,当期产



出上涨的幅度是完全市场情形的40%，即使在利率真正下降的第20期，产出上涨的幅度仍低于完全市场模型。由于在不完全金融市场情形下，家庭会权衡提前消费的好处与提前消费增大未来不确定性的成本，当未来收入的不确定性上升时，经济个体会谨慎调整当期的消费，所以根据不完全市场模型估计得到的响应程度小于收入被完全保险的完全市场模型，从而解决了前瞻性指引之谜的问题。

中村等(McKay, Nakamura & Steinsson, 2016)进一步分三种情形讨论不完全金融市场模型中前瞻性指引对经济变量的影响。第一种情形是高风险情形，将异质性收入的波动调整为之前的2倍，意味着家庭面临着较高的收入不确定性。第二种情形是高资产情形，使家庭有更多的资产可以应对不确定风险。第三种情形是结合上述两种情形，家庭既面临较高的不确定性，同时拥有更多的资产。研究结果发现，高风险情形得到的当期反应幅度最小，高资产情形得到的当期反应幅度最大，高风险和高资产情形介于高风险情形和高资产情形之间。这是因为，高风险情形意味着未来面临的收入不确定性上升和当期消费的成本上升，家庭通过提高预防性储蓄的形式控制当期的消费，从而减少对前瞻性指引的反应幅度。高资产校准情形意味着家庭用于抵御不确定冲击的资产上升，降低了当期消费的成本，所以能够提高消费，促进产出。高风险和高资产情形介于二者之间，其影响相互抵消，故得到的产出和通胀的当期反应程度接近于基准情形。上述现象说明，随着经济不确定性上升，家庭的预防性动机也上升，会弱化对前瞻性指引的反应。距离前瞻性指引的时间越久远，不确定性越高，预期利率变化对经济变量的影响越小，从而进一步说明引入不完全金融市场和借贷约束的模型能够解决前瞻性指引之谜的问题。

中村等(McKay, Nakamura & Steinsson, 2016)同时还考虑了零利率下限情形。首先，令初期产出下降4%；其次，设定两种形式的政策，第一种政策令零利率下限持续约20个季度后恢复正常，第二种政策令零利率下限持续到彻底消除初始产出下降的影响为止。结果发现，当经济处于零利率下限时，第一种政策下，不完全市场情形的前瞻性指引效果弱于完全市场的新凯恩斯模型的结果。而在第二种政策下，零利率下限持续约23个季度，意味着经济若要脱离衰退的状态，额外需要3个季度的政策刺激，说明当经济处于零利率下限时，前瞻性指引的效力下降。这种允许存在不可保险的异质性收入风险和信贷约束的模型得到，固定名义利率的长期承诺的预期效果要弱于简单模型的预测效果，说明如果一个家庭在接下来几个季度中的某个时点具有紧的借贷约束，那么关于比这个时点更遥远的前瞻性指引货币政策对当前的产出没有影响，从而大大降低了未来政策承诺对当前总需求的预计影响。这就意味着，前瞻性指引并不像简单模型所暗示的那样是一种强大的工具，尽管这并不意味着前瞻性指引是无关紧要的。该研究既有对重要政策辩论的贡献，也有对应用新凯恩斯模型评估备选货币政策的方法论上的贡献。它激发了“异质性代理人新凯恩斯模型”(heterogeneous-agent new Keynesian models)这支近期很活跃的文献，这支文献探讨了引入收入异质性和借贷约束之后的宏观经济动态。

#### 四、简评

中村惠美对实证宏观经济学的贡献主要集中在两个方面。首先，通过对BLS用于统计CPI和PPI的所有微观价格观测数据的分析，不仅发现了微观价格调整的主要典型事实，而且基于这些典型事实对厂商定价行为、货币非中性和通货膨胀的福利成本等宏观经济学中的一些重大理论问题进行了更加深入的研究。中村发现，与Calvo(1983)型时间依赖价格调整模型相比，菜单成本模型的结果更加符合微观价格调整的经验特征。在新凯恩斯模型中，通过菜单成本模型引入价格粘性，可以更好地回答货币非中性程度和通货膨胀的福利成本等货币经济学中的重大理论问题。其次，通过采用更少加总、更高频率的数据并辅以更加有效的识别方法，较好解决了货币政策和财政政策的效果等实证宏观经济分析中的识别问题。其中，在分析财政政策的效果时，采用州层面的军事支出数据来识别财政政策的“开放经济相对乘数”；在分析货币政策的效果时，采用美联储公告公布

后 30 分钟内利率变化的高频数据。中村的研究为解决实证宏观经济学中的识别问题提供了一个新的思路。

中村的研究对实证宏观经济学乃至整个宏观经济学的研究具有极大的启发和促进作用。首先,中村的研究强调了基于更少加总、更高频率的数据进行的实证分析对宏观经济研究的巨大作用。解决实证宏观经济学中的识别问题需要这类新的数据,对理论宏观经济模型中一些基本假设的验证也需要这类数据。为了解决数据问题,中村及其合作者甚至花了几年时间将不能带出 BLS 办公大楼的数据文件全部进行扫描和文字识别。其次,中村的研究强调,在宏观经济学的研究中,实证分析和理论建模是密不可分的。克拉克奖的颁奖颂词专门提到,虽然中村最具特色的贡献是实证研究,但是她的研究总是以对理论模型的透彻理解为指导,可见对理论模型结构的透彻理解对于实证宏观经济分析的重要性。

#### 参考文献:

- Ball, L. & D. Romer(1990), "Real rigidities and the non-neutrality of money", *Review of Economic Studies* 57(2): 183-204.
- Baxter, M. & R. G. King(1993), "Fiscal policy in general equilibrium", *American Economic Review* 83(3):315-334.
- Bils, M. & P. J. Klenow(2004), "Some evidence on the importance of sticky prices", *Journal of Political Economy* 112(5):947-985.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics* 12(3): 383-398.
- Carvalho, C. (2006), "Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks", *B. E. Journal of Macroeconomics* 6(3):1-58.
- Carlstrom, C. T. et al(2012), "Inflation and output in new Keynesian models with a transient interest rate peg", Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper, No. 1234.
- Del Negro, M. et al(2013), "The forward guidance puzzle", Federal Reserve Bank of New York Staff Report, No. 574.
- Eggertsson, G. B. & M. Woodford(2003), "The zero bound on interest rates and optimal monetary policy", *Brookings Papers on Economic Activity* 2003(1):139-211.
- Eichengreen, B. (1992), *Golden Fetters: The Gold Standard and the Great Depression 1919-1939*, Oxford University Press.
- Floden, M. & J. Lindé(2001), "Idiosyncratic risk in the United States and Sweden: Is there a role for government insurance", *Review of Economic Dynamics* 4(2):406-437.
- Friedman, M. & A. J. Schwartz(1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Gertler, M. & P. Karadi(2015), "Monetary policy surprises, credit costs, and economic activity", *American Economic Journal: Macroeconomics* 7(1):44-76.
- Golosov, M. & R. E. Lucas(2007), "Menu costs and Phillips curves", *Journal of Political Economy* 115(2):171-199.
- Gurkaynak, R. S. et al(2007), "Market-based measures of monetary policy expectations", *Journal of Business and Economic Statistics* 25(2):201-212.
- Gurkaynak, R. S. et al(2010), "The TIPS yield curve and inflation compensation", *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1):70-92.
- Kimball, M. (1995), "The quantitative analytics of the basic neomonetarist model", *Journal of Money, Credit and Banking* 27(4):1241-1277.
- McKay, A., E. Nakamura & J. Steinsson(2016), "The power of forward guidance revisited", *American Economic Review* 106(10):3133-3158.
- Mertens, K. & M. O. Ravn(2012), "Empirical evidence on the aggregate effects of anticipated and unanticipated US tax policy shocks", *American Economic Journal: Economic Policy* 4(2): 145-181.
- Mussa, M. (1986), "Nominal exchange rate regimes and the behavior of real exchange rates: Evidence and implications", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25:117-214.

- Nakamura, E. & J. Steinsson(2008), “Five facts about prices: A reevaluation of menu cost models”, *Quarterly Journal of Economics* 123(4):1415—1464.
- Nakamura, E. & J. Steinsson(2010), “Monetary non-neutrality in a multi-sector menu cost model”, *Quarterly Journal of Economics* 125(3):961—1013.
- Nakamura, E. & J. Steinsson(2014), “Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions”, *American Economic Review* 104(3):753—792.
- Nakamura, E. & J. Steinsson(2018a), “High frequency identification of monetary non-neutrality: The information effect”, *Quarterly Journal of Economics* 133(3):1283—1330.
- Nakamura, E. & J. Steinsson(2018b), “Identification in macroeconomics”, *Journal of Economic Perspectives* 32(3): 59—86.
- Nakamura, E. et al(2018), “The elusive costs of inflation: Price dispersion during the U. S. great inflation”, *Quarterly Journal of Economics* 133(4):1933—1980.
- Olivei, G. & S. Teneyro(2007), “The timing of monetary policy shocks”, *American Economic Review* 97(3):636—663.
- Romer, C. D. & D. H. Romer(1989), “Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz”, *NBER Macroeconomics Annual* 4:121—170.
- Romer, C. D. & D. H. Romer(2004), “A new measure of monetary shocks: Derivation and implications”, *American Economic Review* 94(4):1055—1084.
- Romer, C. & J. Bernstein(2009), “The job impact of the American recovery and reinvestment plan”, Washington, DC: Council of Economic Advisers.
- Rudebusch, G. D. (1998), “Do measures of monetary policy in a VAR make sense”, *International Economic Review* 39(4):907—931.
- Shapiro, M. & M. Watson(1988), “Sources of business cycle fluctuations”, *NBER Macroeconomics Annual* 3:111—148.
- Smets, F. & R. Wouters(2007), “Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach”, *American Economic Review* 97(3):586—606.

## 2019's Clark Medalist Emi Nakamura's Contributions to Empirical Macroeconomics

HOU Chengqi HUANG Tongtong WU Di  
(Wuhan University, Wuhan, China)

**Abstract:** Emi Nakamura won the 2019 John Bates Clark Medal for her outstanding contributions to empirical macroeconomics. Nakamura's distinctive approach is notable for its creativity in suggesting new sources of data to study many long-standing questions in macroeconomics, including price-setting, the non-neutrality of monetary policy, the welfare costs of inflation and the effects of monetary and fiscal policies. The datasets she uses are more disaggregated, or higher-frequency, or extending over a longer historical period, than the postwar, quarterly, aggregate time series that have been the basis for most prior work on these topics in empirical macroeconomics. She also provides more effective identification methods, which enables her to study those questions more deeply and reaches more reliable conclusions.

**Keywords:** Emi Nakamura; Clark Medal; Empirical Macroeconomics; Price-setting

(责任编辑:李仁贵)

(校对:刘洪愧)