

# 数字经济时代的价格粘性与货币政策有效性\*

## ——来自中国线上市场和线下市场的证据

姜婷凤 汤珂 刘涛雄 仇力

**内容提要：**随着近年来数字经济的迅速发展，货币政策有效性的微观基础——价格粘性发生了重要变化，这对货币政策传导及制定提出了新的挑战。本文结合中国线上市场和线下市场的商品价格大数据发现：中国线上市场、线下市场的总体调价周期分别为 1.5 个月、6 个月左右（均基于加权平均法），线上市场调价明显更为频繁；两类市场的调价幅度差异相对较小，均在 15% 左右，且均存在明显的部门异质性和调价不对称性；线下市场的调价成本是线上调价成本的 4 倍左右，互联网显著地降低了线上调价成本。由于线上商家调价成本更低、调价模式更灵活，微观主体面对货币政策冲击时可以更频繁地调整价格而非实际生产，因而数字经济时代货币政策的有效性会减弱。根据中国当前线上市场占比约为 20%，与纯线下市场（线上占比 0%）相比，货币政策有效性减弱了 47%—58%，而且减弱程度随着线上市场占比提高而增大；如果未来线上市场占比达到 100%，货币政策有效性仅是纯线下市场的 7%—11%。在数字经济时代，央行需重视价格粘性减弱、部门异质性显著对货币政策有效性的影响，并加快货币政策转型、创新货币政策工具体系；充分利用大数据信息技术减少货币政策时滞、稳定微观主体的预期及信心，进而提高货币政策有效性。

**关键词：**货币政策有效性；价格粘性；线上市场；线下市场；货币政策转型

**中图分类号：**F832.5 **文献标识码：**A

### 一、引言

近年来，数字经济和大数据技术迅速发展，正在对经济社会各方面产生深远影响，对货币政策传导及作用效果分析提出了新的挑战。其中，迅猛发展的电子商务是数字经济的典型代表。<sup>①</sup>在新冠肺炎疫情（COVID-19 Epidemic）期间，大量的线下消费场景关闭，线下经济发展受到较大抑制，而数字经济一定程度上减轻了线下消费大幅受挫的影响，发挥了“宏观稳定器”的作用。特别地，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》明确提出要“加快数字化发展，发展数字经济，推进数字产业化和产业数字化，推动数字经济和实体经济深度融合；建设现代中央银行制度，完善货币供应调控机制，稳妥推进数字货币研发。”<sup>②</sup>这表明未来中国数字经济发展有望进一步加速，而且随着货币政策框架

\* 姜婷凤，对外经济贸易大学金融学院，邮政编码：100029，电子邮箱：jiangtf@uibe.edu.cn；汤珂，本文通讯作者，清华大学社会科学学院经济学研究所、清华大学创新发展研究院，邮政编码：100084，电子邮箱：ketang@tsinghua.edu.cn；刘涛雄，清华大学社会科学学院经济学研究所、清华大学创新发展研究院，邮政编码：100084，电子邮箱：liutx@mail.tsinghua.edu.cn；仇力，中国社会科学院大学，邮政编码：102488，电子邮箱：lubin108@163.com。汤珂感谢国家自然科学基金面上项目（71973075）的研究资助；刘涛雄感谢国家社科基金重大项目（项目编号：16ZDA008）支持；姜婷凤感谢国家自然科学基金青年项目（72003031）、北京市社科基金青年项目（20JJC021）的研究资助。

① 中国国家统计局数据显示，在 2016-2020 年，全年实物商品网上零售额占同年的社会消费品零售总额的比重分别为 12.6%、15.0%、18.4%、20.7%和 24.9%，占比逐年提高。2016-2020 年数据分别参见：[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201701/t20170120\\_1455968.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201701/t20170120_1455968.html)，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201801/t20180118\\_1574935.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201801/t20180118_1574935.html)，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190121\\_1645784.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201901/t20190121_1645784.html)，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228\\_1728913.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202002/t20200228_1728913.html)，[http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202102/t20210227\\_1814154.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202102/t20210227_1814154.html)。

② 参见：[http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content\\_5556991.htm](http://www.gov.cn/zhengce/2020-11/03/content_5556991.htm)。

的转型、央行数字货币的推出，货币政策有效性评估将变得更为复杂、也愈加重要。价格粘性（Price Stickiness）是凯恩斯主义的宏观经济短期分析的微观基础，是货币政策短期有效的关键假设，那么数字经济时代的价格粘性会发生变化吗？货币政策的有效性（又称货币非中性程度，Monetary Non-neutrality）会受影响吗？这些问题在数字经济时代值得深入研究。

货币政策的有效性与价格粘性紧密相关，不同的价格粘性产生原因会形成不同的价格调整模型，基础的价格调整模型有两种：一种是状态相依调价模型（State-dependent Pricing，简称 SDP），即公司根据所处状态、权衡调价成本和收益以决定是否调整价格；另一种是时间相依调价模型（Time-dependent Pricing，简称 TDP），即公司每期调价概率是外生给定的，调价与否和所处的状态没有关系，和时期有关，每期有固定比例的公司调价。在不同的价格调整框架下，形成了不同的货币政策传导机制分析框架，进而对货币政策非中性程度产生了不同的影响（Alvarez et al., 2016），下面先简单介绍 SDP 和 TDP 调价框架下的货币政策非中性程度的相关研究。

自从 Barro（1972）正式地构建模型研究垄断厂商的调价问题、并提出最早的 SDP 模型以来，诸多学者便尝试在该框架下分析货币政策的实际作用，其中有无部门异质性的影响是一个研究重点。Golosov & Lucas（2007）假定公司在调价需要承担相同的实际固定菜单成本，发现在产生货币冲击后，调价的公司往往是那些最需要调整价格的公司，这会导致冲击后有较大的价格调整，而很少产生小的调价幅度，即“选择效应”。该模型是同质性 SDP 模型的代表，又简称 GL 模型。Dotsey et al.（1999）在 SDP 框架下，假定不同公司随机面临不同的固定调价成本，发现 TDP 模型能刻画 SDP 模型中的货币非中性的主要传导机制，但是前者高估了货币非中性程度。该模型是异质性 SDP 模型的代表性模型，又简称 DKW 模型。

后来学者逐渐考虑中间投入、多产品等对货币非中性的影响。Nakamura & Steinsson（2010）基于 Nakamura & Steinsson（2008）的美国价格粘性测度结果，校准多部门的菜单成本模型，并引进中间投入品，发现：考虑调价异质性的模型的货币非中性程度是未考虑异质性的三倍，引入中间投入品则进一步加大了货币非中性程度，用单部门模型的中位数调价频率能产生和多部门模型相似的货币非中性程度。Midrigan（2011）将基本的菜单成本模型拓展到多产品模型，发现货币政策冲击的实际影响远大于单一产品的同质性 SDP 模型（Golosov & Lucas, 2007），甚至和同质性 TDP 模型（Calvo, 1983）影响一样大。Alvarez & Lippi（2014）构建了固定菜单成本下的多产品公司的定价模型，发现当产品数量增多时，货币冲击对总价格水平和总产出的影响幅度均会增大。

Calvo（1983）在效用最大化的框架下构建了交错价格（Staggered Prices）分析模型，假定公司按照固定概率调整价格，这是同质性 TDP 模型的典型代表，后来成为学者分析时间相依调价模型的重要框架。Carvalho（2006）在 Calvo（1983）时间相依的价格粘性模型中引进了部门异质性，且考虑了公司定价的战略互补性（Strategic Complementarities），发现与同质经济体相比，异质价格粘性的经济中货币政策有更大、更持久的实际作用。该模型成为异质性 TDP 模型的典型代表。Gorodnichenko & Weber（2016）借鉴了 Carvalho（2006）的模型，结合股市数据进行经验分析，发现价格粘性更强的公司股票市场收益条件波动率比价格灵活的公司更大，实证结果符合新凯恩斯主义的公司存在异质性价格粘性的理论模型。

随着越来越多经验证据表明微观价格数据与理论模型中模拟的结果不一致，一些学者构建了二代价格粘性模型，这些模型是状态相依的并且同时考虑固定调价成本和随机冲击，以更好地解释这种不一致。Klenow & Kryvtsov（2008）采用美国劳工局（BLS）的价格数据，发现价格调整较为频繁（4-7 个月）、调整幅度较大；校准理论模型后，得到第一代 TDP 和 SDP 不符合经验结果，但第二代 SDP 与实证结果较为相符。Dotsey et al.（2013）在 DKW 模型（Dotsey et al., 1999）的基础上，允许一部分公司灵活调价（类似 TDP），并结合 Klenow & Kryvtsov

(2008)的测度结果进行模型校准,发现该模型能较好地拟合经验数据的价格调整幅度分布,并且有较大的货币非中性程度。Nakamura & Steinsson (2010)构建了“CalvoPlus”模型,允许一部分公司调价成本较高、而另一部分公司调价成本较低,兼具SDP模型与TDP模型的特点,其产生的货币非中性程度介于SDP与TDP模型之间。Alvarez et al. (2016)则综合了之前学者不同的价格粘性模型,构建了一个综合分析框架,发现货币政策产生实际作用的充分统计量是价格变化大小的峰度和价格调整频率,特别地,货币政策对总产出的实际累积影响与价格变化大小的峰度成正比、与调价频率成反比。

总体来看,这些调价模型正朝着“大综合”的方向发展,新的价格粘性特点不断地对理论建模提出挑战<sup>①</sup>,单一模型很难解释或拟合现实中的价格粘性特点、也难以充分解释货币政策的非中性程度。然而,这些研究主要是利用线下数据校准调价模型,尚未结合在线价格粘性指标、研究线上市场对货币政策有效性的影响。相关研究表明,与线下市场相比,线上市场具备信息搜索成本更低、信息获取渠道更多、价格更加透明、调价的菜单成本更低、调价更加频繁等特点(Gorodnichenko et al., 2018; 姜婷凤等, 2020)。特别地,在线市场中,零售商有可能通过平台上的大数据和云计算的技术支持,以非常精准的水平随时动态地改变价格。Cavallo (2018)发现以亚马逊为代表的电商平台正在加剧线上线下零售商的竞争,并且提高了价格调整的灵活度(包括线下)、降低了不同地区的价格离散程度,使得价格对宏观冲击变得更为敏感。因此,线上市场和线下市场的价格粘性差异对货币政策产生的影响值得重视。

在中国,受制于微观价格数据的可获得性,有的学者在进行宏观模型校准时,关于价格粘性假设,主要借鉴国外相关研究的价格粘性测度结果,包括分析框架选取和参数设置。例如,王君斌和王文甫(2010)在动态新凯恩斯主义(DNK)分析框架中,借鉴Calvo(1983)的方法,假定调价周期为半年,用于分析非完全竞争市场、技术冲击对中国劳动就业的影响。张成思(2012)以价格粘性理论为基础,在微观企业定价机制中引入全球化因素,构建了具有全球化因素的通胀动态机制模型,并结合相关数据进行估计。谢超峰(2015)在构建DSGE模型时,将价格粘性参数设为0.1-0.75之间,发现价格粘性强度会影响货币冲击或技术冲击对货币流通速度的影响。有的学者结合宏观经济指标间接测算中国价格粘性以校准宏观模型。例如,侯成琪和龚六堂(2014)在侯成琪等(2011)构建的多部门新凯恩斯模型基础上,利用宏观经济数据估计CPI八大类的价格粘性程度,发现货币政策冲击对强价格粘性的部门的通胀影响更小、产出影响更大。这些研究在将价格粘性用于中国宏观模型校准方面做出了诸多有益的探索,为后续研究提供了良好的参考与借鉴。

综合上述研究发现,且尽作者所知,目前尚无研究同时结合线上市场和线下市场的价格粘性测度结果、进行一般均衡模型校准并分析货币非中性程度;特别是尚无研究结合中国的微观价格数据,对比分析线上市场和线下市场的价格粘性差异、及其对货币政策产生的影响,而近年来中国的数字经济发展非常迅速。据此,本研究将先结合中国线上市场和线下市场的商品价格大数据,对比分析线上市场和线下市场的商品价格粘性差异,然后结合微观价格粘性测度结果校准一般均衡模型、测度货币政策的有效性,从而考察数字经济时代的货币政策有效性是否发生变化。本文创新和贡献可概括如下:

第一,在研究视角(研究方法)方面,本文考察了数字经济时代的调价行为变化差异及其对货币政策作用效果的影响,这是一个前沿且值得重视的问题;本文借助大数据之力打通了中国价格粘性的微观测度与宏观应用之间的联系,结合基于中国微观数据的价格粘性测度结果,创新性地在线上和线下市场作为两个异质性的部门、将其应用到已有的一般均衡调价模型中,并分析货币政策有效性的变化,使得理论研究和经验分析更符合中国实际情况。

<sup>①</sup> Nakamura & Steinsson (2013)指出近年来丰富的微观数据促进了价格粘性的经验研究,加深了对价格粘性的理解,但是也为宏观调价建模带来一些新的问题,微观数据中的促销、部门异质性和较大的特殊价格波动等对实证研究结果也会产生较大的影响。

第二，在研究数据方面，本文采用了独特的线下市场和线上市场的微观价格大数据。线下数据来自于国家发改委价格监测中心，包含食品、日用工业消费品、服务三大类，每个种类的商品或服务来自于线下市场的若干个采价点（每个种类有若干个规格品，不是平均价格），因此对于线下市场具有较好的代表性。线上市场参考姜婷凤等（2020）<sup>①</sup>的研究结果，数据来自于清华大学 iCPI 项目组<sup>②</sup>，包括 8 大类、46 中类、262 子类，且来自 100 多个线上平台，极大地丰富了数据的来源，研究结果具有较好的代表性。

第三，在研究发现方面，本文有一些重要的发现：中国线上市场、线下市场的调价周期分别为 1.5 个月、6 个月左右（均基于加权平均法），线上市场调价明显更为频繁；两类市场的调价幅度差异相对较小，均在 15% 左右；线下市场的调价成本是线上市场的 4 倍左右，互联网显著地降低了线上调价成本。由于线上商家调价成本更低、调价模式更灵活，微观主体面对货币政策冲击时可以更频繁地调整价格而非实际生产，因而数字经济时代货币政策的有效性会减弱，而且减弱程度随着线上市场占比提高而增大。根据中国当前线上市场占比约为 20%，与纯线下市场（线上占比 0%）相比，货币政策有效性减弱了 47%—58%；如果未来线上市场占比达到 100%，货币政策有效性仅是纯线下市场的 7%—11%。该发现为洞察数字经济对价格调整行为产生的影响提供了证据，为数字经济时代的货币政策制定及传导机制疏通提供了有意义的参考。

本文的其余部分组织结构为：第二部分是理论框架，主要构建基于异质性部门的混合调价模型；第三部分是中国线上和线下市场的价格粘性对比；第四部分是货币政策非中性程度分析，通过结合价格粘性测度结果校准理论模型，测度分析基于不同市场的货币政策实际作用大小；第五部分是结论与启示。

## 二、基于异质性部门的混合调价模型

根据姜婷凤等（2020）的微观价格粘性测度发现，中国价格粘性部门异质性明显，调价模式是时间相依（TDP）和状态相依（SDP）相结合。因此，这部分将借鉴 Nakamura & Steinsson（2010）的 CalvoPlus 模型框架，构建一个异质性的多部门混合调价模型，既考虑菜单成本、又允许部分公司灵活调价，即状态相依与时间相依相结合的调价模型（记为“SDP+TDP”）。模型基本假设如下：

假设 1：代表性家庭效用函数采用 Dixit-Stiglitz 的不变替代弹性（CES）函数，其消费复合的差异化消费品，为公司提供差异化的劳动。

假设 2：公司  $j$  属于部门  $s$ （共有  $S$  个部门）， $s = 1, 2, \dots, S$ ， $j \in [0, 1]$ ，部门  $s$  的公司数量占整个经济体中公司总数的比例为  $\omega_s$ ， $\sum_{s=1}^S \omega_s = 1$ ；公司是垄断竞争的，不同部门公司的调价成本和生产率冲击存在差异，公司调价是相互独立的。

假设 3：在同一个部门  $s$ ，允许一部分公司根据状态调价，另一部分公司根据时点调价，同时引入调价成本和外生调价概率。假定有一部分公司（占比为  $\alpha_s$ ，对应价格粘性程度，类比 TDP）调价成本较高，当面临相同冲击时，通过比较调价成本收益（类比 SDP），这部分公司调价概率较小；还有一部分公司（占比为  $1 - \alpha_s$ ，对应价格灵活程度，类比 TDP）调价成本较低，当面临相同冲击时，通过比较调价成本收益（类比 SDP），这部分公司调价概率较大。

### 1. 家庭最优决策问题

① 详细内容可参考：姜婷凤、汤珂、刘涛雄，2020，《基于在线大数据的中国商品价格粘性研究》，《经济研究》第6期。

② 清华大学 iCPI 项目组成立于 2015 年 9 月，iCPI 具体指数实时发布于网站 [www.bdecon.com](http://www.bdecon.com)，并于 2017 年 6 月在国际著名金融信息服务商 Bloomberg 上线、2019 年 8 月在国内重要金融信息服务商 Wind 上线，具体介绍可参见：刘涛雄、汤珂、姜婷凤、仇力. 一种基于在线大数据的高频 CPI 指数的设计及应用[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, (9): 81-101.

一个代表性家庭选择消费品数量和提供的劳动量，使其一生效用最大化，其优化方程如式 (1)：

$$\text{Max}_{\{C_t, L_{sj,t}\}} E_t \left\{ \sum_{q=0}^{\infty} \beta^q \left( \frac{C_{t+q}^{1-\theta} - 1}{1-\theta} - \sum_{s=1}^S \omega_s \int_0^1 \frac{L_{sj,t+q}^{1+\varphi}}{1+\varphi} dj \right) \right\} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } P_t C_t + E_t [D_{t,t+1} B_{t+1}] \leq \sum_{s=1}^S \omega_s \int_0^1 W_{sj,t} L_{sj,t} dj + B_t + \sum_{s=1}^S \omega_s \int_0^1 \Pi_{sj,t} dj$$

该约束条件左边代表家庭在消费品以及资产投资方面的支出之和。假设在完备的金融市场中（交易 Arrow-Debreu 证券）， $B_{t+1}$  是第  $t$  期购买、第  $t+1$  期卖出的金融资产的状态或有收益， $D_{t,t+1}$  是第  $t+1$  期资产收益在第  $t$  期的随机贴现因子（Stochastic Discount Rate, 简称 SDF），资产未来现金流按照随机贴现因子贴现的期望等于其当期资产价格。 $\beta$  为效用折现因子， $C_t$  是家庭第  $t$  期的复合消费品， $P_t$  是第  $t$  期的价格水平。该约束条件右边代表家庭在工资、资产投资收益、公司利润分配等方面的收入之和。 $L_{sj,t}$  是家庭为第  $t$  期为  $s$  部门  $j$  公司提供的劳动， $W_{sj,t}$  是相应的名义工资， $\frac{1}{\theta}$  为消费跨期替代弹性（ $\theta$  为不变相对风险厌恶系数）， $\frac{1}{\varphi}$  是劳动供给弹性， $\Pi_{sj,t}$  表示第  $t$  期  $s$  部门公司  $j$  的利润。复合消费品构成如式 (2)：

$$C_{s,t} \equiv \omega_s \left[ \int_0^1 C_{sj,t}^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} dj \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \quad (2)$$

$$C_t \equiv \left[ \sum_{s=1}^S \omega_s^{\frac{1}{\lambda}} C_{s,t}^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}}$$

其中， $C_{sj,t}$  是指家庭在  $t$  时期消费部门  $s$  公司  $j$  的产品， $C_{s,t}$  是指消费第  $s$  个部门的产品， $\lambda$  为不同消费品间的替代弹性（ $\lambda > 1$ ）。相应的消费价格指数如式 (3)：

$$P_{s,t} \equiv \left[ \int_0^1 P_{sj,t}^{1-\lambda} dj \right]^{\frac{1}{1-\lambda}} \quad (3)$$

$$P_t \equiv \left[ \sum_{s=1}^S \omega_s P_{s,t}^{1-\lambda} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}}$$

其中， $P_{sj,t}$  是在  $t$  时期部门  $s$  公司  $j$  的价格指数， $P_{s,t}$  是第  $s$  个部门的价格指数。

根据代表性家庭的一阶优化条件，得到式 (4)：

$$D_{t,t+1} = \beta \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\theta} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (\text{根据资产价格与消费品的关系})$$

$$\frac{W_{sj,t}}{P_t} = L_{sj,t}^{\varphi} C_t^{\theta} \quad (\text{根据劳动和消费的关系}) \quad (4)$$

$$C_{sj,t} = \omega_s^{-1} C_{s,t} \left( \frac{P_{sj,t}}{P_{s,t}} \right)^{-\lambda}$$

$$C_{s,t} = \omega_s C_t \left( \frac{P_{s,t}}{P_t} \right)^{-\lambda}$$

特别地，家庭还要满足：第一，非蓬齐博弈条件（No-ponzy-game Condition），表示在最后一期（无穷期）没有任何负债，即净资产不能为负，如式 (5) 所示：

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^T a_{T+1} \geq 0 \quad (a_{T+1} \text{ 表示最后一期的净资产}) \quad (5)$$

第二，横截性条件（Transversality Condition），表示无穷期的净资产的效用贴现到初期时趋于 0，即最终没有财富剩余，如式 (6) 所示：

$$\lim_{T \rightarrow \infty} \beta^T u'(a_{T+1}) a_{T+1} = 0 \quad (6)$$

其中 $u'(a_{T+1})$ 示每单位净资产带来的边际效用， $u'(a_{T+1})a_{T+1}$ 表示净资产的总效用。

## 2. 公司最优决策问题

在异质性“SDP+TDP”模型中，公司最优决策表达式要区分低调价成本公司与高调价成本公司。假设在部门 $s$ 的公司 $j$ 属于低成本公司，将价格调整为 $P_{sjl,t}$ ，最大化其折现利润，其最优决策如下：

$$\begin{aligned} & \underset{\{P_{sjl,t}, N_{sjl,t}, H_{sjl,t}\}}{\text{Max}} E_t \left[ \sum_{q=0}^{\infty} (D_{t,t+q} \Pi_{sjl,t+q}) \right] \\ \Pi_{sjl,t} &= P_{sjl,t} Y_{sjl,t} - W_{sj,t} N_{sjl,t} - P_t H_{sjl,t} - Z_{s,l} W_{sj,t} I_{sjl,t} \\ \text{s. t.} \quad & Y_{sjl,t} = A_{sjl,t} N_{sjl,t}^{1-\nu} H_{sjl,t}^{\nu} \\ & \ln(A_{sjl,t}) = \rho \ln(A_{sjl,t-1}) + \varepsilon_{sjl,t} \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $\Pi_{sjl,t}$ 、 $A_{sjl,t}$ 、 $N_{sjl,t}$ 、 $H_{sjl,t}$ 和 $Y_{sjl,t}$ 分别表示部门 $s$ 公司 $j$ 在 $t$ 期的利润、生产率、劳动投入、中间投入和产出， $\nu$ 表示中间投入所占份额，且 $A_{sjl,t}$ 的对数服从AR(1)过程， $\varepsilon_{sjl,t} \sim N(0, \sigma_{s,\varepsilon}^2)$ ，即生产率冲击与所在部门 $s$ 有关、与成本无关。 $I_{sjl,t}$ 是一个示意函数，如果部门 $s$ 公司 $j$ 调价，需要额外付出 $Z_{s,l}$ 单位（低成本）的劳动力（不同部门存在差异），即菜单成本为 $Z_{s,l} W_{sj,t}$ ， $I_{sjl,t}$ 为1；如果不调价， $I_{sjl,t}$ 则为0。这里为了简化，没有考虑资本投入和固定成本，不会影响结论。 $D_{t,t+q}$ 是第 $t+q$ 期到第 $t$ 期的随机贴现因子（假设公司利润折现因子和金融市场资产收益贴现因子相同）。 $H_{sjl,t}$ 由一系列中间投入 $h_{sjl,t}(k)$ 组成，具体见式（8）：

$$H_{sjl,t} = \left[ \int_0^1 h_{sjl,t}(k)^{\frac{\lambda-1}{\lambda}} dk \right]^{\frac{\lambda}{\lambda-1}} \quad (8)$$

借鉴Basu（1995）和Nakamura & Steinsson（2010）的处理方法，本文假设所有产品既能作为最终的产出、又能作为中间投入品，在这种“闭环的生产模型”（roundabout production model）中，企业根据状态调价时，有一定的战略互补考量（Basu, 1995）。特别地，中间投入 $H_{sjl,t}$ 是一种复合品，它对应的价格是综合价格水平 $P_t$ ，不同于产出 $Y_{sj,t}$ 对应的是特定产品的价格 $P_{sj,t}$ 。

根据代表性厂商的一阶优化条件，得到式（9）：

$$h_{sjl,t}(k) = H_{sjl,t} \left( \frac{P_{sjl,t}(k)}{P_t} \right)^{-\lambda} \quad (9)$$

$$Y_{sjl,t} = Y_t \left( \frac{P_{sjl,t}}{P_t} \right)^{-\lambda}$$

同理，如果在部门 $s$ 的公司 $j$ 属于高成本公司，其最优决策方式和低成本公司类似，只是调价成本不同，其最优决策如式（10）：

$$\begin{aligned} & \underset{\{P_{sjh,t}, N_{sjh,t}, H_{sjh,t}\}}{\text{Max}} E_t \left[ \sum_{q=0}^{\infty} (D_{t,t+q} \Pi_{sjh,t+q}) \right] \\ \Pi_{sjh,t} &= P_{sjh,t} Y_{sjh,t} - W_{sj,t} N_{sjh,t} - P_t H_{sjh,t} - Z_{s,h} W_{sj,t} I_{sjh,t} \\ \text{s. t.} \quad & Y_{sjh,t} = A_{sjh,t} N_{sjh,t}^{1-\nu} H_{sjh,t}^{\nu} \\ & \ln(A_{sjh,t}) = \rho \ln(A_{sjh,t-1}) + \varepsilon_{sjh,t} \end{aligned} \quad (10)$$

其中， $P_{sjh,t}$ 是调整后的最优价格， $Z_{s,h}$ 表示调价时额外付出的单位的劳动力（不同部门存在差异），即菜单成本为 $Z_{s,h} W_{sh,t}$ ； $\varepsilon_{sjh,t} \sim N(0, \sigma_{s,\varepsilon}^2)$ （生产率冲击和所在部门有关，与成本无关）。

部门 $s$ 的价格指数由低调价成本与高调价成本公司的价格组成，具体为式（11）：

$$P_{sj,t} = \begin{cases} P_{sjl,t} & \text{低调价成本公司价格} \\ P_{sjh,t} & \text{高调价成本公司价格} \end{cases}$$

$$P_{s,t} = [(1 - \alpha_s)P_{sjl,t}^{1-\lambda} + \alpha_s P_{sjh,t-1}^{1-\lambda}]^{\frac{1}{1-\lambda}} \quad (11)$$

$$P_t = \left[ \sum_{s=1}^S \omega_s P_{s,t}^{1-\lambda} \right]^{\frac{1}{1-\lambda}}$$

### 3. 市场出清与货币政策

(1) 产品市场出清。根据各类消费品数量与中间品投入之和等于相应公司的产出，得到：

$$Y_{s,j,t} = C_{s,j,t} + \sum_{s=1}^S \omega_s \int_0^1 h_{s,j,t}(j) dj$$

$$Y_t = C_t + \sum_{s=1}^S \omega_s \int_0^1 H_{s,j,t} dj \quad (12)$$

(2) 劳动市场出清。根据各类劳动供给等于相应的劳动需求，以及总劳动供给等于总劳动需求，得到：

$$L_{s,t} = N_{s,t} = (1 - \alpha_s)N_{sjl,t} + \alpha_s N_{sjh,t} \quad (13)$$

(3) 央行政策。假定央行采取单一规则，使货币供应量增长率同名义经济增速保持一致，旨在为经济增长提供一个较为稳定的发展环境。<sup>①</sup> 令货币供给增长率（对数变化率）在名义GDP增长率 $\mu$ 附近上下波动，具体见式（14）：

$$\ln M_t = \mu + \ln M_{t-1} + \eta_t \quad (14)$$

其中， $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ ，是独立同分布的。

### 4. 均衡求解

公司优化求解也要区分低调价成本公司与高调价成本公司。通过进一步整理组合低调价成本公司的实际利润函数 $\Pi_{sjl,t}^r(\frac{\Pi_{sjl,t}}{P_t})$ ，可以得到低调价成本公司的贝尔曼方程（Bellman Equation）为：

$$V(A_{sjl,t}, \frac{P_{sjl,t-1}}{P_t}, \frac{M_t}{P_t}) = \max_{\{P_{sjl,t}, N_{sjl,t}, H_{sjl,t}\}} \{ \Pi_{sjl,t}^r + E_t [D_{t,t+1}^r V(A_{sjl,t+1}, \frac{P_{sjl,t}}{P_{t+1}}, \frac{M_{t+1}}{P_{t+1}})] \}$$

$$\Pi_{sjl,t}^r = \frac{\Pi_{sjl,t}}{P_t} = \left( \frac{P_{sjl,t}}{P_t} \right) Y_{sjl,t} - \left( \frac{W_{sjl,t}}{P_t} \right) N_{sjl,t} - H_{sjl,t} - Z_{s,l} \left( \frac{W_{sjl,t}}{P_t} \right) I_{sjl,t} \quad (15)$$

$$D_{t,t+1}^r = \frac{D_{t,t+1}}{P_t}$$

类似地，高调价成本公司的贝尔曼方程为：

$$V(A_{sjh,t}, \frac{P_{sjh,t-1}}{P_t}, \frac{M_t}{P_t}) = \max_{\{P_{sjh,t}, N_{sjh,t}, H_{sjh,t}\}} \{ \Pi_{sjh,t}^r + E_t [D_{t,t+1}^r V(A_{sjh,t+1}, \frac{P_{sjh,t}}{P_{t+1}}, \frac{M_{t+1}}{P_{t+1}})] \}$$

$$\Pi_{sjh,t}^r = \frac{\Pi_{sjh,t}}{P_t} = \left( \frac{P_{sjh,t}}{P_t} \right) Y_{sjh,t} - \left( \frac{W_{sjh,t}}{P_t} \right) N_{sjh,t} - H_{sjh,t} - Z_{s,h} \left( \frac{W_{sjh,t}}{P_t} \right) I_{sjh,t} \quad (16)$$

$$D_{t,t+1}^r = \frac{D_{t,t+1}}{P_t}$$

本文采用“猜测并求证（Guess and Verify）”的方法求解上述贝尔曼方程。

<sup>①</sup> 中国人民银行行长易纲在《<中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议>辅导读本》发表《建设现代中央银行制度》的文章中提出“完善货币供应调控机制，保持货币供应量和社会融资规模增速同名义经济增速基本匹配”。此外，在很多研究中有类似假设，如 Nakamura & Steinsson (2010)、Midrigan (2011)。

特别地，同质性价格调整模型可视为异质性模型的特殊情况（简化模型），即假定各个部门有关条件都相同，因此这里没有构建同质性模型，但是在后面的模型校准及分析中，将会对比没有异质性和有部门异质性的结果差异。

### 三、中国线上和线下市场的价格粘性对比

这部分先测度并对比线上市场和线下市场的价格粘性状况，为后面的参数校准及货币政策有效性分析提供数据基础。

#### （一）线下价格粘性测度思路

关于线上价格粘性指标，本文主要借鉴姜婷凤等（2020）的测度结果，包括不同算法的总体、八大类的价格粘性指标，为保持与其它参数频率一致，我们把相应指标转换为以月为单位。该研究运用清华大学 iCPI 项目的高频微观价格大数据测度中国线上价格粘性，样本是涵盖 CPI 中的 8 大类、46 中类、262 子类的 1970 多万条商品价格，具有较好的代表性。

关于线下价格粘性指标，国内有一些学者进行了相关研究。例如，渠慎宁等（2012）采用中国国家发改委价格监测中心在 2006.01-2011.11、36 个城市（取平均）的 44 种食品类产品、31 种工业消费品、41 种服务的价格数据，发现食品、工业消费品和服务的调价频率分别为 2.45 次/月、2.92 次/月、0.55 次/月，平均调价幅度分别为 3.02%、1.39%和 2.94%，但是该文没有提供价格粘性指数。侯成琪和龚六堂（2014）利用宏观经济数据估计 CPI 八大类的价格粘性程度，得到食品、烟酒、衣着、家庭设备、医疗保健、交通通讯、娱教文化和居住的季度价格粘性指数分别为 26.98%、61.36%、51.52%、68.71%、38.51%、52.42%、59.93%、27.55%，但是该方法无法估算调价幅度。这些研究为后续研究提供了有益借鉴，但是无法直接用于本文的参数校准，因此本文进一步测度线下价格粘性指标。

本文线下市场的价格数据来自于国家发改委价格监测中心，样本期间是 2017 年 3 月到 2020 年 3 月，频率是月度数据，即每个商品每月只有一个观测值。本文线下数据总共有 98 种，尚未完全覆盖 CPI 篮子，因此没有将其划分为 CPI 篮子的八大类。进一步借鉴渠慎宁等（2012）的处理方法，将这些种类分为三大类，其中食品类 37 种（如大米）、工业消费品 21 种（如汽油）、服务类 40 种（如上网费）。特别地，每类商品来自于若干个商家，商品总量共 1665 个，样本总观测量是 50385 个，这些价格未经过平均化处理，均为商品的原始价格，符合价格粘性测度的要求。

和姜婷凤等（2020）的线上数据预处理方法类似，本文数据预处理包括：（1）将月价格上涨幅度超过 100%或者下跌幅度超过 50%的调价，作为异常值处理，据此剔除的异常值数量为 1051，即异常值比例为 2.09%；（2）对于打折判断，本文也采用“V”型判断法，由于是月度数据，打折时间窗口选为一个月，即如果价格下降后持续一个月，然后又回到原价或以上价格，那么这种情况视为商家促销行为的调价；（3）本文的价格粘性测度是基于剔除了异常值的常规调价，即不包括打折调价。

本文的线下价格粘性测度方法也参考姜婷凤等（2020）的方法，测算指标包括价格调整频率、价格调整周期、价格调整幅度等指标，计算公式在此不一一赘述。特别地，由于线下样本是月度数据，每月对应一个观测值，这和线上每天对应一个观测值类似，因此，价格变化频率计算方法可以借鉴姜婷凤等（2020）的方法，即按照“商品层面——子类层面——部门层面——总体”的思想，通过算出相同商品的样本观测值中的价格变化次数占比得到，然后结合算术平均、中位数和加权平均等方法算出各层次类别的调价频率。调价幅度计算方法也与此类似。

#### （二）总体价格粘性对比



线下市场的加权平均法和姜婷凤等(2020)的加权平均法保持一致,均参考刘涛雄等(2019)中的权重,食品类、工业消费品和服务类权重分别为30%、20%、50%。线下市场和线上市场的总体价格粘性指标对比见表1,通过对比,可以发现:

第一,从总体上看,线下市场、线上市场的调价周期分别为3~6.7个月、1.5个月左右,前者是后者的2~4倍。进一步与现有研究结果对比(见表2),本文得到的中国线下市场调价周期(3~6.7个月)和一些学者采用美国劳工局(BLS)数据的测度结果较为接近,例如Bils & Klenow(2004)的4.3~5.5个月、Klenow & Kryvtsov(2008)的4~7个月、Nakamura & Steinsson(2008)的4.1~9个月;但是低于大部分的线上价格粘性测度结果,如Gorodnichenko et al.(2018)发现的“美国为4.7-13.9周、英国为4.5~14.5周”,金雪军等(2013)2.7~3.4个月。这综合表明中国线下市场受制于菜单成本等因素,调价周期确实更长,而线上市场由于调价成本较低,调价明显更为频繁,这种差异在数字经济时代值得重视。

第二,从总体上看,线下市场的调价幅度和线上市场差异不大,特别是对于中位数法和算术平均法,调价幅度均在20%左右,加权平均法的线下调价幅度(17%左右)要略高于线上市场(14%左右)。

第三,从总体上看,线下的价格上调频率仍然高于价格下调频率(约高出60%),这种不对称性和线上一致(线上的上调频率比下调频率高出17%-32%),但是更为突出;线下的价格上调幅度仍然高于价格下调幅度(约高出38%),这种不对称性和线上一致(线上的上调幅度比下调幅度高出21%-38%)。

表1 线下市场和线上市场的总体价格粘性指标对比

算法	指标	线下市场总体	线上市场总体
中位数法	价格变化频率(%)	27.80	49.43
	价格变化周期(月)	3	1.5
	价格上升频率(%)	16.75	32.61
	价格上升周期(月)	5	2.5
	价格下降频率(%)	10.34	19.13
	价格下降周期(月)	9	3.4
	价格变化大小(%)	4.20	5.49
	价格变化幅度(%)	18.97	19.49
	价格下降幅度(%)	14.05	17.18
算术平均	价格变化频率(%)	27.81	69.88
	价格变化周期(月)	3	0.8
	价格上升频率(%)	16.84	50.23
	价格上升周期(月)	5	1.4
	价格下降频率(%)	10.97	20.13
	价格下降周期(月)	9	1.9
	价格变化大小(%)	8.76	5.75
	价格变化幅度(%)	20.81	20.07
	价格下降幅度(%)	16.23	17.16
加权平均	价格变化频率(%)	13.92	47.18
	价格变化周期(月)	6.7	1.6
	价格上升频率(%)	8.85	28.89
	价格上升周期(月)	10.8	2.9
	价格下降频率(%)	5.07	21.13
	价格下降周期(月)	19.2	3.5
	价格变化大小(%)	7.39	3.15
价格变化幅度(%)	16.99	13.53	

价格上升幅度 (%)	17.66	15.44
价格下降幅度 (%)	13.11	11.21

注释：线上市场是基于日度数据测度的，其月度调价周期=日度调价周期/30，通过公式  $pcd = \frac{-1}{\ln(1-pcf)}$  可推算得到月度调价频率。

资料来源：线下市场的价格粘性指标是作者根据测算结果整理而成，线上市场的价格粘性指标是参考姜婷凤等（2020）的测度结果。

表 2 不同研究的价格粘性测度结果对比

相关研究	国家	商品或记录数	频率	数据来源	调价周期（月）
Kashyap（1995）	美国	12 种商品	半年	零售商品目录	12
Bils & Klenow（2004）	美国	350 种商品	月度	劳工局（BLS）	4.3-5.5
Klenow & Kryvtsov（2008）	美国	13000 种商品左右	月度	劳工局（BLS）	4-7
Nakamura & Steinsson（2008）	美国	具体数量没公布	月度	劳工局（BLS）	4.1-9
Alvarez & Hernando（2006）	西班牙	110 万条价格记录	月度	统计局	13.5-15.8
Baudry et al.（2007）	法国	1300 万条价格记录	月度	统计局	8
Cavallo（2018）	美国 阿根廷 巴西 智利 哥伦比亚	共 6000 万条价格记录	周度	BPP 项目	美国：2.91 阿根廷：2.43 巴西：1.48 智利：2.92 哥伦比亚：1.99
Gorodnichenko et al.（2018）	美国 英国	美国：52776 种 英国：52757 种	日度	一个比价网站	美国：4.7-13.9 周 英国：4.5-14.5 周
蔡晓陈（2012）	中国	---	---	GDP 平减指数推算	3.4-8.1
渠慎宁等（2012）	中国	116 种	月度	国家发改委监测中心	0.43-3.97 次/月
金雪军等（2013）	中国	15 亿条记录	日度	一淘网	2.7-3.4
姜婷凤等（2020）	中国-线上	约 2000 万条价格记录	日度	100 多个平台	1-1.6（4-7 周）
本文研究	中国-线下	50385 条	月度	国家发改委监测中心	3-6.7

注释：调价周期处于一个区间，与是否考虑打折、计算方法有关。调价周期单位默认为月，个别为周（会标注）。渠慎宁等（2012）没有估算总体调价周期，测算了各类每个月调价次数。

资料来源：作者根据文献及测算结果整理而成。

### （三）不同部门的价格粘性对比

进一步对比线下市场、线上市场不同部门的价格粘性指标（参见表 3、表 4），通过对比，可以发现：

从调价频率来看，对于线下市场，三种算法的食品类调价均较为频繁（调价周期为 2~4 个月），其次是工业消费品类（调价周期为 3.5~7 个月），而服务类调价最不频繁（19.5~107 个月）；基于中位数法的调价频率均小于相应类别的算术平均，说明这几个部门调价频率分布存在一定的右偏。对于线上市场，三种算法的居住类调价最不频繁（调价周期为 4~16 个月），食品烟酒、生活用品及服务调价较为频繁（调价周期均为 1 个月左右），不同算法也存在一定差异。此外，线下三大部门的价格上调频率均明显地高于对应的下调频率，尤其是服务类，说明在常规调价中，上调更为常见，这和线上市场“八大类的上调频率均一致地高于对应的下调频率”（姜婷凤等，2020）较为相似。

从调价幅度来看，对于线下市场，三种算法的服务类调价幅度最大（21%~31%），其次是食品类（14%~17%），工业消费品调价幅度最小（6%~8%）；基于中位数法的调价幅度均小于相应类别的算术平均，说明这几个部门调价幅度率分布也存在一定的右偏。对于线上市场，价格调整幅度在 4%~26%之间，其中“衣着”调价幅度最大（22%~26%），交通和通信（5%~15%）、其他用品和服务（4%~20%）调价幅度相对较小。此外，线下的食品类、服务类部门上调幅度均高于下调幅度，而工业消费品类则相反，这和线上市场“八大类的上调幅度基本上明显地高于下调幅度”（姜婷凤等，2020）略有不同。

从具体子类来看，线下食品类和线上的食品烟酒大类相近，具有一定的可比性，进一步以部分代表性子类进行对比（见表 5）。有一些子类调价周期较为相近、但是调价幅度有一定差异，例如：线下猪肉、线上猪肉调价周期分别为 1.5、1.2 个月，调价幅度分别为 15%、26%；线下鲜菜、线上鲜菜调价周期分别为 1.0、1.6 个月，调价幅度分别为 28%、22%；线下鸡蛋、线上鸡蛋调价周期分别为 0.8、1.2 个月，调价幅度分别为 13%、22%。有一些子类调价周期相差较大、但是调价幅度接近，例如：线下大米、线上大米调价周期分别为 6.9、1.1 个月，调价幅度分别为 13.5%、14%；线下食糖、线上食糖调价周期分别为 9.4、2.1 个月，调价幅度分别为 20%、22%。这表明对于不同子类的商品，线上线下市场调价既有一定差异，也有一定联系。

综合上述分析可以看出，无论是线下市场，还是线上市场，不同部门的价格粘性指标均有较明显的异质性，其中线上市场的调价频率更高、调价周期更短，但是两类市场的调价幅度差异相对较小。

表 3 线下市场不同部门的价格粘性指标对比

算法	指标	线下总体	线下食品类	线下工业消费品类	线下服务类
中位数法	价格变化频率 (%)	27.80	23.22	13.02	0.93
	价格变化周期 (月)	3	3.8	7.2	107.0
	价格上升频率 (%)	16.75	12.25	7.36	0.85
	价格上升周期 (月)	5	7.7	13.1	117.0
	价格下降频率 (%)	10.34	6.71	5.23	0.15
	价格下降周期 (月)	9	14.4	18.6	645.3
	价格变化大小 (%)	4.20	4.93	0.21	15.61
	价格变化幅度 (%)	18.97	13.50	6.42	22.74
	价格上升幅度 (%)	19.40	16.19	5.03	26.23
算术平均	价格下降幅度 (%)	14.05	12.84	7.50	17.95
	价格变化频率 (%)	27.81	28.36	21.67	2.15
	价格变化周期 (月)	3	3.0	4.1	45.9
	价格上升频率 (%)	16.84	17.49	14.36	1.45
	价格上升周期 (月)	5	5.2	6.5	68.3
	价格下降频率 (%)	10.97	10.87	7.31	0.70

均	价格下降周期（月）	9	8.7	13.2	142.2
	价格变化大小（%）	8.76	4.74	1.66	19.62
	价格变化幅度（%）	20.81	15.28	8.05	30.59
	价格上升幅度（%）	22.36	17.04	8.15	30.86
	价格下降幅度（%）	16.23	13.63	9.13	20.78
加 权 平 均	价格变化频率（%）	13.92	38.75	24.89	5.01
	价格变化周期（月）	6.7	2.0	3.5	19.5
	价格上升频率（%）	8.85	24.28	17.27	3.36
	价格上升周期（月）	10.8	3.6	5.3	29.3
	价格下降频率（%）	5.07	14.46	7.62	1.65
	价格下降周期（月）	19.2	6.4	12.6	59.9
	价格变化大小（%）	7.39	5.74	0.60	11.09
	价格变化幅度（%）	16.99	16.85	7.82	20.73
	价格上升幅度（%）	17.66	18.89	8.48	20.59
价格下降幅度（%）	13.11	14.64	9.10	13.79	

资料来源：作者根据测算结果整理而成。

表 4 线上市场不同部门的价格粘性指标对比

类别	权重（%）	调价频率（%）	调价周期（月）	调价幅度（%）
<i>加权平均法</i>				
食品烟酒	30.1	54.59	1.27	17.74
衣着	7	55.55	1.23	26.22
居住	21.9	6.00	16.17	7.01
生活用品及服务	6.1	69.88	0.83	17.56
交通和通信	13.7	30.64	2.73	5.42
教育文化和娱乐	11.2	67.08	0.9	11.87
医疗保健	7.6	50.23	1.43	20.74
其他用品和服务	2.4	56.54	1.2	4.25
<i>算术平均法</i>				
食品烟酒		59.71	1.10	20.15
衣着		40.38	1.93	21.85
居住		21.19	4.20	21
生活用品及服务		62.01	1.03	21.67
交通和通信		60.84	1.07	15.35
教育文化和娱乐		71.35	0.80	17.32
医疗保健		53.66	1.30	23.02
其他用品和服务		98.62	0.23	20.21
<i>中位数法</i>				
食品烟酒		62.01	1.03	19.1
衣着		36.53	2.20	23.8
居住		19.54	4.60	19.88
生活用品及服务		59.71	1.10	22.53
交通和通信		47.18	1.57	15.47
教育文化和娱乐		56.54	1.20	16.75
医疗保健		51.05	1.40	22.77
其他用品和服务		42.62	1.80	17.48

注释：同表 1。

资料来源：线上市场的价格粘性指标是参考姜婷凤等（2020）的测度结果。

表 5 线上线下市场的部分代表性子类价格粘性对比

线下子类	线下调价周期（月）	线下调价幅度（%）	线上子类	线上调价周期（月）	线上调价幅度（%）
大米	6.9	13.50	大米	1.1	13.95
面粉	8.0	12.78	面粉	1.0	18.42
猪肉	1.5	15.27	猪肉	1.2	26.22
牛肉	3.1	8.82	牛肉	0.9	20.14
羊肉	3.1	8.42	羊肉	0.6	21.19
鸡	3.1	15.68	鸡	0.7	19.87
鸡蛋	0.8	12.69	鸡蛋	1.2	22.19
海水鱼	3.8	17.66	海水鱼	1.4	24.30
淡水鱼	4.4	11.51	淡水鱼	1.8	20.42
鲜奶	6.5	12.46	鲜奶	0.4	13.67
鲜菜	1.0	28.01	鲜菜	1.6	22.04
鲜瓜果	1.4	20.97	鲜瓜果	0.8	22.51
食糖	9.4	19.88	食糖	2.1	21.95
食用盐	22.2	22.96	食用盐	3.7	24.03
食用植物油	9.0	8.61	食用植物油	0.6	14.06

资料来源：线下市场是作者根据测算结果整理而成；线上市场是参考姜婷凤等（2020）的测度结果。

## 四、价格粘性与货币非中性程度测度

### （一）参数校准

#### 1. 基准参数设定

本部分先进行基准参数（Benchmark Parameters）设定，主要是通过借鉴有关文献的常用设定，以及中国的数据进行校准，结果见表 6，下面将详细说明这些参数是如何设定的。

本文将月度贴现率 $\beta$ 设为 $0.96^{1/12}$ ，采用对数消费效用函数（ $\theta = 1$ ），线性劳动力（负）效用函数（ $\varphi = 0$ ），稳态劳动供给 $L$ 设定为 $1/3$ ；Nakamura & Steinsson（2010）估计生产率 $A_{s,j,t}$ 的均值回归速度，发现它大概为 0.7，本文也采用该值。

关于消费品间的替代弹性 $\lambda$ ，不同文献有一定差异，Goloso & Lucas（2007）、Nakamura & Steinsson（2010）、Midrigan（2011）中替代弹性分别为 7、4、3，Midrigan（2011）等认为 3 比较符合零售店的商品替代弹性，考虑到在线商品较为丰富，替代产品相对较多，本文将它设定为 6。替代弹性会影响菜单成本的校准，一般认为替代弹性越高，调价的菜单成本也更高，因为产品容易被其它商品替代。

中间投入占比系数 $\nu$ 是根据《2012年中国投入产出表》<sup>①</sup>推算得到的，各产业部门的平均中间投入占比为 0.6344，根据四舍五入，取值为 0.6。<sup>②</sup>关于名义总产出的有关参数，借鉴 Nakamura & Steinsson（2010）的方法，本文采用中国 2008-2018 年 GDP 数据，其中名义 GDP、实际 GDP 年均增长率分别为 10.97%、8%，二者之差为 2.97%。特别地，由于模型里没有包含经

① 《中国投入产出表》由国家统计局主编，每五年一期，《2012年中国投入产出表》在 2015 年 12 月出版，是截止到 2020 年 3 月最新的一期。

② Nakamura & Steinsson（2010）估计美国的中间投入系数为 0.7。

济活动的长期趋势，设定 $\mu$ 等于平均名义GDP增长率减去实际GDP增长率，月平均增长率 $\mu = 0.0024$ 。<sup>①</sup> 根据名义GDP年增长率的方差为4.41%，得到月度标准差 $\sigma_\eta = 0.0127$ 。

参数	数值
贴现系数（月度）	$\beta = 0.96^{1/12}$
消费跨期替代弹性的倒数（相对风险厌恶系数）	$\theta = 1$
劳动供给弹性的倒数	$\varphi = 0$
消费品间的替代弹性	$\lambda = 6$
稳态劳动供给	$L = 1/3$
中间投入占比	$\nu = 0.6$
生产率 $A_{s,j,t}$ 的均值回归速度（AR(1)系数）	$\rho = 0.70$
平均的名义GDP的增长率（减去实际GDP增长率）	$\mu = 0.0024$
名义GDP增长率的标准差	$\sigma_\eta = 0.0127$

资料来源：作者根据研究结果整理。

## 2. 核心参数校准

核心参数校准主要包括校准菜单成本（ $Z_s$ ）和生产率冲击的方差（ $\sigma_{s,\varepsilon}^2$ ），这需要结合价格粘性的经验测度结果进行校准，包括调价频率和调价幅度。本文通过校准模型的菜单成本 $Z_s$ 和生产率冲击的标准差 $\sigma_{s,\varepsilon}$ ，使校准得到的调价频率和调价幅度与经验测度的相应指标最大差异为1%，即允许校准结果在经验测度结果上下浮动1%，如公式（17）和（18）所示：

$$|pcf_{empirical} - pcf_{calibrate}| \leq 1\% \quad (17)$$

$$|abspcsize_{empirical} - abspcsize_{calibrate}| \leq 1\% \quad (18)$$

其中， $pcf_{empirical}$ 、 $pcf_{calibrate}$ 分别表示经验测度出的、参数校准得到的调价频率； $abspcsize_{empirical}$ 、 $abspcsize_{calibrate}$ 分别表示经验测度的、参数校准得到的调价幅度。

在不同类型的调价模型（SDP、TDP、SDP+TDP）中，核心参数校准方法略有不同。在SDP模型中，生产率冲击越大，调价概率和调价幅度越大；菜单成本越高，调价概率越低，调价幅度越大，因此要同时校准这两者。在TDP模型中，调价概率是外生的、不受菜单成本的影响，校准时调价概率等于相应部门的经验测度的调价频率，因此不用校准菜单成本，但生产率冲击会影响调价幅度，需要校准。在“SDP+TDP”模型中，菜单成本 $Z_s$ 包括高调价成本和低调价成本，特别地，低调价成本公司的比例（ $1 - \alpha_s$ ）等于该部门的经验测度的调价频率；生产率冲击不区分调价成本高低，相同冲击会对两类公司的调价概率和调价幅度产生不同影响。

具体的核心参数校准结果和不同市场的价格粘性指标有关，本文将在后面进一步介绍。本文用实际的最终总产出（不包括中间产出，这里等于消费品）波动方差 $Var(C_t)$ 刻画货币非中性程度，即货币冲击对实际最终总产出的影响。

### （二）线上价格粘性与货币非中性程度

#### 1. 线上市场的核心参数校准

在模型校准中，我们主要对比三类模型（SDP、TDP、SDP+TDP）、有无部门异质性、有无中间投入等情况。其中，异质性模型校准是基于八大类的调价频率（表4第三列）和调价幅度（表4第五列）；同质性模型校准是基于总体的调价频率和调价幅度，即认为各个部门的调价频率和调价幅度都是一致的，可以把总体作为一个部门考虑。

在模型估计中，通过求解动态优化问题、得到均衡，编程采用Matlab。根据线上市场指标，

<sup>①</sup> 本文借鉴经典文献的做法，为了剔除掉经济活动的长期趋势影响，减去实际GDP增长率，如Nakamura & Steinsson（2010）。

不考虑中间投入、考虑中间投入的核心参数校准结果分别见表 7、表 8。

从表 7、表 8 可以看出，有中间投入会影响菜单成本的校准，要达到相同的调价频率时，要减少一定幅度的菜单成本，没有中间投入的菜单成本大概为有中间投入的 2-4 倍，但是对生产率冲击的校准影响不大。

表 7 线上市场的核心参数校准结果——不考虑中间投入

类别	SDP		TDP		SDP+TDP	
	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_{sh}/Z_{sl}$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$
<i>同质性（没有部门异质性）</i>						
总体（加权平均）	0.0158	0.0980	---	0.1696	0.0509/0.0017	0.1110
总体（算术平均）	0.0068	0.1730	---	0.2328	0.0715/0.0024	0.1875
总体（中位数法）	0.0233	0.1452	---	0.2467	0.1442/0.0048	0.1662
<i>有部门异质性</i>						
<i>加权平均法</i>						
食品烟酒	0.0177	0.1373	---	0.2157	0.1070/0.0036	0.1535
衣着	0.0354	0.2102	---	0.3259	0.1936/0.0065	0.2306
居住	0.1349	0.0159	---	0.0163	0.5455/0.0182	0.0062
生活用品及服务	0.0079	0.1524	---	0.2052	0.0698/0.0023	0.1659
交通和通信	0.0038	0.0280	---	0.0641	0.0172/0.0006	0.0353
教育文化和娱乐	0.0051	0.1092	---	0.1378	0.0913/0.0030	0.1079
医疗保健	0.0278	0.1605	---	0.2579	0.1536/0.0051	0.1727
其他用品和服务	0.0009	0.0300	---	0.0433	0.0048/0.0002	0.0319
<i>算术平均法</i>						
食品烟酒	0.0135	0.1702	---	0.2440	0.0868/0.0029	0.1786
衣着	0.0395	0.1598	---	0.2716	0.2512/0.0084	0.1734
居住	0.0864	0.1381	---	0.2115	0.1021/0.0034	0.0676
生活用品及服务	0.0133	0.1902	---	0.2603	0.082/0.0027	0.2009
交通和通信	0.0073	0.1315	---	0.1827	0.0175/0.0006	0.1438
教育文化和娱乐	0.0053	0.1585	---	0.2024	0.0302/0.001	0.1681
医疗保健	0.0240	0.1886	---	0.2880	0.1363/0.0045	0.1984
其他用品和服务	0.0005	0.2173	---	0.2315	0.0032/0.0001	0.2240
<i>中位数法</i>						
食品烟酒	0.0134	0.1520	---	0.2313	0.0811/0.0027	0.1692
衣着	0.0643	0.1646	---	0.3366	0.3003/0.01	0.1837
居住	0.0215	0.0742	---	0.1698	0.0685/0.0023	0.1284
生活用品及服务	0.0170	0.1932	---	0.2732	0.1078/0.0036	0.2085
交通和通信	0.0158	0.1162	---	0.1942	0.0452/0.0015	0.1366
教育文化和娱乐	0.0134	0.1401	---	0.2024	0.0672/0.0022	0.1486
医疗保健	0.0300	0.1725	---	0.2875	0.1532/0.0051	0.1932
其他用品和服务	0.0244	0.1428	---	0.2245	0.0655/0.0022	0.1550

注释：表格中的菜单成本  $Z_s$  用一年中平均的调价成本占公司稳态时营收的百分比衡量，“SDP+TDP”模型中，低成本  $Z_{sl}$  是高成本  $Z_{sh}$  的 1/30； $\sigma_{s,\varepsilon}$  是生产率冲击的标准差，可以参见式（7）。

资料来源：作者根据校准结果整理。

表 8

线上市场的核心参数校准结果——考虑中间投入

类别	SDP		TDP		SDP+TDP	
	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_{sh}/Z_{sl}$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$
<i>同质性（没有部门异质性）</i>						
总体（加权平均）	0.0053	0.0984	---	0.1702	0.0120/0.0004	0.1110
总体（算术平均）	0.0028	0.1735	---	0.2330	0.0228/0.0008	0.1879
总体（中位数法）	0.0090	0.1457	---	0.2469	0.0627/0.0021	0.1668
<i>有部门异质性</i>						
<i>加权平均法</i>						
食品烟酒	0.0062	0.1375	---	0.2158	0.0265/0.0009	0.1570
衣着	0.013	0.2104	---	0.3260	0.0496/0.0017	0.2359
居住	0.0523	0.0162	---	0.0165	0.1672/0.0056	0.0095
生活用品及服务	0.0028	0.1527	---	0.2055	0.0175/0.0006	0.1727
交通和通信	0.0016	0.0283	---	0.0643	0.0056/0.0002	0.0360
教育文化和娱乐	0.0021	0.1095	---	0.1380	0.0074/0.0002	0.1082
医疗保健	0.0104	0.1608	---	0.2582	0.04/0.0013	0.1760
其他用品和服务	0.0003	0.0303	---	0.0435	0.0015/0.0001	0.0319
<i>算术平均法</i>						
食品烟酒	0.0045	0.1705	---	0.2442	0.027/0.0009	0.1780
衣着	0.013	0.1600	---	0.2719	0.0802/0.0027	0.1737
居住	0.0292	0.1384	---	0.2118	0.0315/0.0011	0.0670
生活用品及服务	0.0045	0.1905	---	0.2605	0.025/0.0008	0.2014
交通和通信	0.0026	0.1318	---	0.1830	0.0045/0.0002	0.1441
教育文化和娱乐	0.0018	0.1588	---	0.2027	0.0088/0.0003	0.1685
医疗保健	0.0079	0.1890	---	0.2884	0.0425/0.0014	0.1987
其他用品和服务	0.0002	0.2175	---	0.2318	0.0012/0.000	0.2245
<i>中位数法</i>						
食品烟酒	0.0046	0.1524	---	0.2315	0.0242/0.0008	0.1695
衣着	0.023	0.1648	---	0.3368	0.087/0.0029	0.1840
居住	0.0074	0.0745	---	0.1700	0.0205/0.0007	0.1288
生活用品及服务	0.0058	0.1935	---	0.2735	0.0321/0.0011	0.2090
交通和通信	0.0054	0.1165	---	0.1944	0.0135/0.0005	0.1370
教育文化和娱乐	0.0045	0.1403	---	0.2025	0.0202/0.0007	0.1490
医疗保健	0.011	0.1728	---	0.2878	0.045/0.0015	0.1935
其他用品和服务	0.0084	0.1430	---	0.2248	0.0195/0.0007	0.1554

注释：同表 7 注释。

资料来源：作者根据校准结果整理。

## 2. 线上市场的货币非中性程度

线上市场不同调价模式、有无中间投入、有无异质性状况、不同算法等情况下的货币非中性程度测度结果见表 9。



表 9

基于线上市场的货币政策非中性程度

类别\货币非中性程度\中间投入	SDP		TDP		SDP+TDP	
	不考虑中间投入	考虑中间投入	不考虑中间投入	考虑中间投入	不考虑中间投入	考虑中间投入
同质性（没有部门异质性）						
总体 （加权平均）	0.1038	0.3152 (304%)	0.2329 [224%]	0.4972 (214%) [158%]	0.1378 [133%]	0.3692 (268%) [117%]
总体 （算术平均）	0.1287	0.4272 (332%)	0.3051 [237%]	0.7060 (231%) [165%]	0.2135 [165%]	0.5230 (245%) [122%]
总体 （中位数法）	0.1619	0.4032 (249%)	0.2487 [154%]	0.6729 (271%) [167%]	0.1702 [105%]	0.4341 (255%) [108%]
有部门异质性						
八部门 （加权平均）	1.1505 {1108%}	3.4541 (300%) {1096%}	2.7832 [242%] {1195%}	6.3256 (227%) [183%] {1272%}	2.3369 [203%] {1695%}	4.1124 (176%) [119%] {1114%}
八部门 （算术平均）	1.3715 {1066%}	3.2408 (236%) {759%}	2.8126 [205%] {922%}	5.0822 (181%) [157%] {719%}	2.4135 [176%] {1130%}	4.3324 (180%) [134%] {828%}
八部门 （中位数法）	1.4173 {875%}	3.5762 (252%) {887%}	2.4336 [172%] {978%}	5.8145 (239%) [163%] {864%}	2.0593 [145%] {1210%}	3.7529 (182%) [104%] {865%}

注释：a. 表格中是用实际总产出（实际 GDP 不包含中间品）的波动方差 $Var(C_t)$ 刻画货币非中性程度，由于数值较小，乘以 $10^4$ ，即表中数值为 $Var(C_t) * 10^4$ ；b. 小括号()中的百分比表示，在相同的调价模式和异质性状况下，计算“考虑中间投入”相对“不考虑中间投入”的货币非中性程度的比例，如 $0.3152/0.1038*100\%=304\%$ ；c. 中括号[]中的百分比表示，在相同的异质性和有无中间投入状况下，计算 TDP、SDP+TDP 模型相对 SDP 模型的货币非中性程度的比例，如 $0.2329/0.1038*100\%=224\%$ ；d. 大括号{}中的百分比表示，在相同的调价模式和有无中间投入状况下，计算“有部门异质性”相对“同质性”模型的货币非中性程度的比例，如 $1.1505/0.1038*100\%=1108\%$ 。

资料来源：作者根据校准结果整理。

关于不同类型模型的货币政策非中性程度对比。从表 9 中可以看出，在其它条件相同时，TDP、SDP+TDP 模型相对 SDP 模型的货币非中性程度的比例均大于 1（对应中括号里的比例），而且 TDP 模型对应的比例（1.5~3 之间）大于 TDP+SDP 模型（1~2 之间），说明无论是同质性模型还是异质性模型，不同类型模型的货币政策非中性程度的大小顺序都是：TDP 模型>SDP+TDP 模型 > SDP 模型。实际上，在 TDP 模型中，当发生经济或政策冲击时，企业无法自由调价、对冲击反应较为缓慢，冲击往往会对实际产出有较为持久的影响；而在 SDP 模型中，企业能够较为灵活地根据冲击状况调整价格，尤其是当现在的调价成本相对较低，价格调整更为容易。根据姜婷凤等（2020）的调价模式识别结果，我国属于 TDP 模型与 SDP 模型相结合，说明我国总体上的货币政策的有效性属于中间情况，但是也要关注这种模式是否会发生变化。尤其是对于不同的部门，调价模式也可能不同，有的部门（如烟草）价格管制较为严格，更像 TDP，有的部门价格调整相对自由一些，更像 SDP，而数字经济时代总体上提高了商家调价的自由度。

关于有无中间投入的货币政策非中性程度对比。从表 9 中可以看出，在相同的调价模式和异质性状况下，“考虑中间投入”与“不考虑中间投入”的货币非中性程度之比约在 1.5~4 之

间（对应小括号中的比例），说明考虑中间投入确实能更好地解释经济波动，公司定价决策要考虑战略互补（strategic complementarity）的影响，引入中间投入则能将这种影响考虑进来。Nakamura & Steinsson（2010）结合美国数据，发现无论是对于同质性模型还是异质性模型，考虑中间投入的货币非中性程度是未考虑中间投入的非中性程度的 3 倍。本文发现这种差异受不同因素的影响，例如 SDP 模型的考虑中间投入的影响（比例在 2.5~4 之间）要大于 TDP（比例在 1.5~2.5 之间）、TDP+SDP 模型（比例在 1.5~3 之间）。这可能是由于在 SDP 模型中，当考虑的现实因素越多，对其权衡调价收益和成本的影响越大，其价格调整的变化也越大，对实际产出的影响也更大。

关于同质性和异质性模型的货币政策非中性程度对比。从表 9 中可以看出，大括号中的比例较大（7~17 之间），说明异质性模型的货币政策非中性程度远大于相同类型的同质性模型，而且这种差异比不同类型模型或者有无考虑中间投入产生的差异更为显著。特别地，姜婷凤等（2020）借鉴 Alvarez et al.（2016）的货币政策产生实际作用的充分统计量，也发现货币政策非中性程度和部门异质性紧密相关，而且在同种算法下，考虑的异质性部门越多，测度得到的货币非中性程度越高，考虑异质性能更好地解释经济周期波动，本文基于一般均衡模型的测度结果进一步验证了该发现。

关于不同算法的货币政策非中性程度对比。通过比较三种算法之间的货币政策非中性程度，发现没有特定的大小关系，在不同的调价模式、异质性状况、有无中间投入情况下，不同算法得到的货币政策非中性程度不同。实际上，不同算法测度得到的货币政策的实际作用大小有一定差异，这和价格粘性指标分布（调价频率或者调价幅度的分布）有关。根据姜婷凤等（2020）的测度发现，中国的线上价格调整频率及调价幅度均呈现出一定的正偏态，根据总体的价格粘性指标（见表 1），算术平均法的调价频率及调价幅度均高于中位数法、加权平均法。调价频率提高会导致货币政策实际作用效果减弱、但是调价幅度提高往往会增大货币非中性程度，这两种相反的作用在不同的条件下，会不同程度地影响货币非中性程度，因此不同算法之间尚无固定的大小关系。但是在分布存在右偏的情况下，采取加权平均或者中位数法较为合适，算术平均法和这两种算法之间存在一定的差异。

## （二）线下价格粘性与货币非中性程度

### 1. 线下市场的核心参数校准

与线上市场的模型估计方法类似，在线下模型校准中，异质性模型校准是基于线下市场三大部门的调价频率和调价幅度（见表 3）；同质性模型校准是基于线下市场总体的调价频率和调价幅度（见表 1），即认为各个部门的调价频率和调价幅度都是一致的，可以把总体作为一个部门考虑。根据线下市场指标，不考虑中间投入、考虑中间投入的核心参数校准结果分别见表 10、表 11。对比表明，在同种条件下，线下市场考虑中间投入的菜单成本仍然低于不考虑中间投入的情况，这和线上市场一致。

进一步对比线上市场和线下市场的核心参数校准结果（表 7 和表 10 对比、表 8 和表 11 对比），可以发现在同种调价模式、部门异质性和算法下，线下市场的菜单成本明显高于线上市场，但不同市场的生产率冲击没有特定的大小关系。例如，在不考虑中间投入时，根据基于加权平均算法的同质性“SDP+TDP”模式，线下市场的高调价成本和低调价成本分别为 0.2367、0.0079，线上市场的高调价成本和低调价成本分别 0.0509、0.0017，线下市场的调价成本是线上市场的 4 倍左右。这表明与线下市场相比，线上市场的调价成本确实更低，互联网大大地降低了调价成本，这验证了 Gorodnichenko et al.（2018）、姜婷凤等（2020）的研究发现。

表 10

线下市场的核心参数校准结果——不考虑中间投入

类别	SDP		TDP		SDP+TDP	
	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_{sh}/Z_{sl}$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$
<i>同质性 (没有部门异质性)</i>						
总体 (加权平均)	0.0552	0.1082	---	0.1836	0.2367/0.0079	0.1236
总体 (算术平均)	0.0171	0.1315	---	0.1759	0.1567/0.0052	0.1436
总体 (中位数法)	0.0169	0.1256	---	0.2125	0.1548/0.0052	0.1425
<i>有部门异质性</i>						
<i>加权平均法</i>						
食品类	0.0447	0.2921	---	0.5111	0.2347/0.0078	0.3441
工业消费品类	0.0264	0.1853	---	0.3283	0.1089/0.0036	0.2210
服务类	0.0654	0.0382	---	0.0661	0.2888/0.0096	0.0445
<i>算术平均法</i>						
食品类	0.0252	0.2254	---	0.3248	0.2129/0.0071	0.2518
工业消费品类	0.0142	0.1683	---	0.2573	0.1122/0.0037	0.1924
服务类	0.0475	0.0172	---	0.0243	0.4262/0.0142	0.0191
<i>中位数法</i>						
食品类	0.0232	0.1831	---	0.3056	0.1881/0.0063	0.2062
工业消费品类	0.0122	0.1082	---	0.1745	0.0894/0.0030	0.1156
服务类	0.0365	0.0075	---	0.0132	0.3168/0.0106	0.0083

注释：同表 7。

资料来源：作者根据校准结果整理。

表 11

线下市场的核心参数校准结果——考虑中间投入

类别	SDP		TDP		SDP+TDP	
	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_s$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$	菜单成本 $Z_{sh}/Z_{sl}$	生产率冲击 $\sigma_{s,\varepsilon}$
<i>同质性 (没有部门异质性)</i>						
总体 (加权平均)	0.0422	0.1176	---	0.2062	0.2067/0.0069	0.2436
总体 (算术平均)	0.0134	0.1511	---	0.2221	0.1328/0.0044	0.1775
总体 (中位数法)	0.0116	0.1352	---	0.2212	0.1304/0.0043	0.1725
<i>有部门异质性</i>						
<i>加权平均法</i>						
食品类	0.0438	0.1836	---	0.3081	0.2145/0.0072	0.3652
工业消费品类	0.0181	0.1373	---	0.2075	0.0889/0.0029	0.2335
服务类	0.0474	0.0245	---	0.0506	0.2321/0.0077	0.0482
<i>算术平均法</i>						
食品类	0.0191	0.2326	---	0.3425	0.1785/0.0060	0.2722
工业消费品类	0.0113	0.1895	---	0.2682	0.0823/0.0027	0.2054
服务类	0.0246	0.0208	---	0.0298	0.2345/0.0078	0.0221
<i>中位数法</i>						

食品类	0.0187	0.1762	---	0.2664	0.1876/0.0063	0.2062
工业消费品类	0.0098	0.1096	---	0.1493	0.0882/0.0029	0.1156
服务类	0.0195	0.0068	---	0.0125	0.2232/0.0074	0.0083

注释：同表 7。

资料来源：作者根据校准结果整理。

## 2. 线下市场的货币非中性程度

和线上市场类似，本文也考察了线下市场不同调价模式、有无中间投入、有无异质性状况、不同算法等情况下的货币非中性程度，测度结果见表 12。

可以看出，在线上市场中发现的一些规律，对于线下市场仍然存在。例如 TDP 模型的货币非中性程度最大、SDP+TDP 模型次之、SDP 模型最小；“考虑中间投入”的货币非中性程度明显高于“不考虑中间投入”；异质性模型的货币政策非中性程度远大于相同类型的同质性模型。

此外，进一步对比线上市场和线下市场的货币非中性程度测度结果（表 9 和表 12 对比），可以发现同种情况下（相同的调价模式、中间投入、有无异质性状况和算法），线下市场的货币非中性程度明显高于线上市场。例如，在基于总体的 SDP+TDP 模式下，如果不考虑中间投入，基于线下市场的货币非中性程度是 1.2017（单位是 0.01%），基于线上市场的货币非中性程度是 0.1378（单位是 0.01%），前者明显高于后者。说明相同的货币冲击，对于基于线下市场的实际产出影响更大。我国 2008-2018 年间的实际 GDP 同比增长率标准差为 1.43%，方差为 2.0449（单位是 0.01%），那么基于线下市场的测度结果可以解释经济波动的 58.77%（ $=1.2017/2.0449*100%$ ），基于线上市场的测度结果可以解释波动的 6.74%（ $=0.1378/2.0449*100%$ ）。这表明，线上市场和线下市场的调价行为存在较大差异，这会影响到货币政策的有效性。

表 12 基于线下市场的货币政策非中性程度

调价模式	SDP		TDP		SDP+TDP	
	不考虑中间投入	考虑中间投入	不考虑中间投入	考虑中间投入	不考虑中间投入	考虑中间投入
<i>同质性（没有部门异质性）</i>						
总体 （加权平均）	1.1536	4.5029 (390%)	1.6636 [144%]	6.2937 (378%) [140%]	1.2017 [104%]	5.2345 (436%) [116%]
总体 （算术平均）	0.2955	1.5967 (540%)	0.4068 [138%]	2.3456 (577%) [147%]	0.3232 [109%]	1.9118 (592%) [120%]
总体 （中位数法）	0.3364	1.7220 (512%)	0.4758 [141%]	2.5471 (535%) [148%]	0.3609 [107%]	1.9617 (543%) [114%]
<i>有部门异质性</i>						
三部门 （加权平均）	3.8487 {334%}	7.7265 (201%) {172%}	5.4881 [143%] {330%}	10.4646 (191%) [135%]	4.1295 [107%] {344%}	8.5328 (207%) [110%]

				{166%}		{163%}
		4.9471	3.3485	7.3156	2.8456	5.2908
三部门	2.0235	(245%)	[165%]	(218%)	[141%]	(186%)
(算术平均)	{685%}	{310%}	{823%}	[148%]	{880%}	[107%]
				{312%}		{277%}
		3.9276	2.8511	6.5637	2.4229	4.9628
三部门	1.8607	(211%)	[153%]	(230%)	[130%]	(126%)
(中位数法)	{553%}	{228%}	{599%}	[167%]	{671%}	[253%]
				{258%}		{253%}

注释：a. 表格中是用实际总产出（实际 GDP 不包含中间品）的波动方差 $Var(C_t)$ 刻画货币非中性程度，由于数值较小，乘以 $10^4$ ，即表中数值为 $Var(C_t) * 10^4$ ；b. 小括号()中的百分比表示，在相同的调价模式和异质性状况下，计算“考虑中间投入”相对“不考虑中间投入”的货币非中性程度的比例，如 $4.5029/1.1536*100\%=390\%$ ；c. 中括号[]中的百分比表示，在相同的异质性和有无中间投入状况下，计算 TDP、SDP+TDP 模型相对 SDP 模型的货币非中性程度的比例，如 $1.6636/1.1536*100\%=144\%$ ；d. 大括号{}中的百分比表示，在相同的调价模式和有无中间投入状况下，计算“有部门异质性”相对“同质性”模型的货币非中性程度的比例，如 $3.8487/1.1536*100\%=334\%$ 。

资料来源：作者根据校准结果整理。

### （三）线上线下市场结合与货币非中性程度

根据我国当前的经济状况，线上市场和线下市场同时存在，均占有一定份额，为了更好地拟合实际情况，这部分将线上市场和线下市场作为两个异质性部门，同时将线上线下市场调价特点纳入模型，进而分析整个经济体的动态特征。这里主要结合基于加权平均法的价格粘性测度结果进行模型校准。

本文假设线上占比分别为 0%（只有线下）、20%（接近当下实际状况）、50%、80%、100%（只有线上）这五种情况，对比分析线上线下的不同融合程度对货币非中性程度的影响。参数校准采用的价格粘性指标见表 13，菜单成本和生产率冲击的参数校准方式参考两部门的异质性模型（类似表 7 和表 8），由于篇幅原因，这里略去；相应的货币非中性测度结果见表 14，变化趋势如图 1 所示。

表 13 用于参数校准的价格粘性指标——线上市场+线下市场

类别	调价频率	调价周期	调价幅度
	(%)	(月)	(%)
线上市场总体-加权平均	47.18	1.57	13.53
线下市场总体-加权平均	13.92	6.7	16.99

资料来源：作者根据测算结果整理。

可以看出，如果只考虑线下市场，货币非中性程度是最大的，而随着线上占比的提高，整体的货币非中性程度在逐渐下降。其中，SDP 模型下降趋势最快、SDP+TDP 模型次之、TDP 模型相对较慢。实际上，如果在一个较低的调价频率部门中，加入一个调价频率较高的部门，会对整个结果产生较大影响，而 SDP 模型由于能较灵活地应对变化，因此调整相对更快，影响也更大。因此在当下从线上逐渐转为线上的过程中，货币政策作用效果期初受到的影响较大（有效性下降斜率绝对值较大，SDP 更为明显），而后期会慢慢放缓。

在当前状况下，线上占比约为 20%、调价模式符合 SDP 与 TDP 相结合的情况，如果不考虑中间投入，货币政策有效性是只有线下市场的 53%；如果考虑中间投入，货币政策有效性则降为 42%。而随着数字经济的发展，线上市场占比份额逐渐增加，如果未来线上市场占比达到

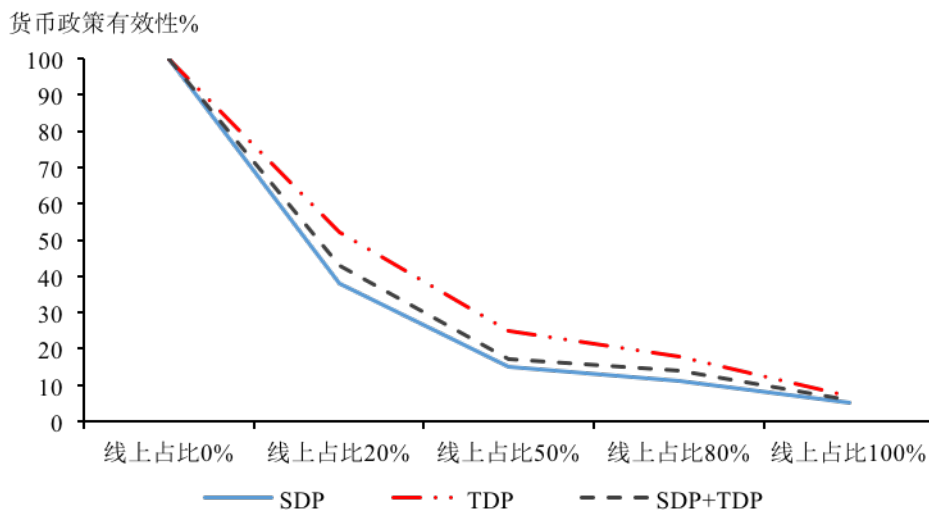
100%（极端情况），货币政策有效性只有纯粹的线下市场的 7%~11%，货币政策的实际作用程度被大幅削弱。这是由于线上商家调价成本更低、调价模式更灵活，微观主体面对货币政策冲击时可以更频繁地调整价格而非实际生产，因而数字经济时代货币政策的有效性会减弱。线上市场对于货币政策传导效果的影响不应该被忽视，未来货币政策也需要根据环境变化进行积极调整并且加快转型。

表 14 线上线市场相结合与货币政策非中性程度

调价模式 占比\货币非中性 程度\中间投入	SDP		TDP		SDP+TDP	
	无中间投 入	有中间投 入	无中间投 入	有中间投 入	无中间投 入	有中间投 入
线上占比 0% (对比基准)	1.1536	4.5029	1.6636	6.2937	1.2017	5.2345
线上占比 20%	0.5653 (49%)	1.7561 (39%)	0.9686 (58%)	3.1601 (50%)	0.6374 (53%)	2.1760 (42%)
线上占比 50%	0.4135 (36%)	1.2608 (28%)	0.8188 (49%)	2.6515 (42%)	0.5462 (45%)	2.0235 (39%)
线上占比 80%	0.2192 (19%)	0.6754 (15%)	0.5669 (34%)	1.5803 (25%)	0.2968 (25%)	1.0956 (21%)
线上占比 100%	0.1038 (9%)	0.3152 (7%)	0.2329 (14%)	0.4972 (8%)	0.1378 (11%)	0.3692 (7%)

注释：表格中是用实际总产出（实际 GDP 不包含中间品）的波动方差 $Var(C_t)$ 刻画货币非中性程度，由于数值较小，乘以 $10^4$ ，即表中数值为 $Var(C_t) * 10^4$ ；括号中的百分比表示以“线上占比 0%”为基准、在调价模式和中间投入状况相同时，其它几种情况的总产出波动相对于基准模型的波动的百分比，如 $0.6374/1.2017*100\%=53\%$ 。

资料来源：作者根据校准结果整理。



注释：该图以线下占比 100%为基准，分析其它几种情况的总产出波动相对于基准模型的波动的百分比，对应表 14 中括号中的数字（以考虑中间投入为例）。

图 1 线上线结合程度与货币政策有效性变化

## 五、结论和启示

### （一）主要结论

本文对比分析了我国线上市场和线下市场的商品价格粘性程度，并结合微观价格粘性测度结果及中国经济发展特点，校准基于一般均衡的异质性多部门混合调价模型（SDP+TDP），进而测度货币政策的有效性，考察了数字经济对货币政策有效性的影响。主要结论如下：

第一，中国线上市场和线下市场的价格粘性既有明显差异、又有一定共性（联系）。一方面，中国线上市场和线下市场的总体调价周期分别为 1.5 个月、6 个月左右（均基于加权平均法）；线下市场的调价成本是线上市场的 4 倍左右，线下市场受制于菜单成本等因素，调价周期确实更长，而线上市场由于调价成本较低，调价明显更为频繁，这种差异在数字经济时代值得重视。另一方面，线上线下的调价幅度差异相对较小，均在 15% 左右，且均存在调价不对称性（价格上调频率高于下调频率、上调幅度高于下调幅度）。此外，线上线下市场的价格粘性部门异质性明显，不同类别的价格粘性指标存在一定差异，而且调价模式是时间相依（TDP）和状态相依（SDP）相结合的混合调价模式，货币政策的实际作用效果处于 TDP 和 SDP 之间，考虑异质性和中间投入能够更好地解释经济周期波动。

第二，当下的中国经济环境已发生较大变化，数字经济占比逐年扩大，价格粘性程度明显减弱（价格调整频率大幅提升），这一定程度上导致货币政策有效性减弱。根据当下的实际情况，线上市场占比约为 20%，和只考虑线下市场相比（线上占比 0%），货币政策有效性减弱了 47%—58%。特别地，如果未来线上占比为 100%（极端情况），货币政策有效性仅为只有线下市场时的 7%—11%，届时货币政策的作用将被大幅削弱。实际上，随着互联网经济和信息技术的快速发展，在线商家可以借助大数据等技术进行动态调价，并利用各种节假日进行打折调价，因为网络调价成本低、相对较为容易，而实体店调价成本较高、相对更为困难。因此，在面对货币政策冲击时，在线商家可以相对灵活地调整价格，从而减少对实际产出的调整，数字经济时代货币政策的有效性会减弱。由于线上市场和线下市场是相互联系的，从传导的角度来看，线上价格调整也能带动线下价格调整，虽然这存在一定时滞，但是整体的调价频率都会提升，从而更大范围地（不局限于线上市场）影响货币政策作用。

### （二）政策启示

在当今信息技术快速发展以及复杂多变的国内外宏观经济环境下，本文为洞察数字经济对价格调整行为产生的影响提供了证据，为数字经济时代的货币政策制定及传导机制疏通提供了有意义的参考，政策启示如下：

第一，数字经济时代给货币政策有效性同时带来了机遇和挑战。一方面，随着数字经济的快速发展，商品价格粘性程度明显减弱，这会削弱货币政策的有效性；另一方面，传统宏观经济指标往往存在较严重的滞后，大数据时代使得构建实时高频的宏观经济指标成为可能，这有助于政策制定者减少信息获取时滞、稳定市场预期及信心，从而减少货币政策时滞。在互联网时代，由于很多活动都在“触网”，网上产品的替代性更强、价格更加容易调节、调价模式变得更加灵活，微观传导机制正在发生变化，这会削弱货币政策的有效性，而且随着线上市场份额增加，削弱作用会更加明显，这值得央行重视。此外，未来央行应充分利用大数据信息和技术，构建实时高频的宏观经济监测体系，更好地实时监测与预判宏观经济走势，做好跨周期政策设计，尽可能减少其它因素对货币政策有效性的影响，如减少货币政策时滞、稳定微观主体的预期，进而提高货币政策的有效性。例如，利用线上价格大数据构建的高频物价指标（日度/周度），更及时地把握通胀变化；利用招聘大数据构建高频的就业指标和薪酬指标，更好地把握就业市场变化。

第二，为了更好地适应数字经济时代的新发展特点（弱价格粘性、强部门异质性），央

行应加快健全现代货币政策框架，不断地丰富货币政策工具箱，主动引导并稳定微观主体预期，提高货币政策的前瞻性、主动性、精准性和有效性。由于无论是线上市场，还是线下市场，各部门都存在明显的异质性，在丰富货币政策工具箱方面，尤其要注意创新结构性货币政策工具、直达实体经济的货币政策工具，对于总量型货币政策运用要更加谨慎。由于价格粘性较弱并存在明显的异质性，宽松的货币政策更容易引起通胀预期和结构性通胀，央行要重视预期管理、做好市场沟通、稳定市场预期（如通过前瞻性指引），避免资金过多地流入非实体经济部门，注意结构性通胀给政策制定带来的挑战。此外，根据中国调价模式是时间相依和状态相依相结合，有一部分公司是在特定时点调价，而且价格粘性也存在显著的“日历效应”，即在不同的月份或者一周中的不同天数，调价频率有一定差异，那么货币政策也要注意“择时”。货币政策调节周期和价格调整周期要适当地错开，尤其当实施新的货币政策时，要尽量错开企业价格调整的高峰时期，因为在微观企业频繁调价时，货币政策作用效果可能会相对较弱。

总之，央行应该未雨绸缪，做好积极应对数字经济时代的货币政策传导及其有效性发生变化的准备。一方面，在货币政策这门科学中，应积极地借助更有效的工具（如实时高频的宏观经济指标），提高其政策的时效性；另一方面，在货币政策这门艺术中，应更加灵活巧妙地采取措施（如“择业”、“择时”、“择地”等），更好地与微观企业沟通、稳定其预期，使二者形成合力，从而让货币政策更有效。

## 参考文献：

- 蔡晓陈，2012：《中国价格粘性的实证研究》，《中国经济问题》第6期。
- 国家统计局国民经济核算司，2015，《中国2012年投入产出表》，中国统计出版社。
- 侯成琪、龚六堂，2014：《部门价格粘性的异质性与货币政策的传导》，《世界经济》第7期。
- 侯成琪、龚六堂、张维迎，2011：《核心通货膨胀：理论模型与经验分析》，《经济研究》第2期。
- 姜婷凤、汤珂、刘涛雄，2020：《基于在线大数据的中国商品价格粘性研究》，《经济研究》第6期。
- 金雪军、黄滕、祝宇，2013：《中国商品市场名义价格粘性的测度》，《经济研究》第9期。
- 刘涛雄、汤珂、姜婷凤、仇力，2019：《一种基于在线大数据的高频CPI指数的设计及应用》，《数量经济技术经济研究》第9期。
- 渠慎宁、吴利学、夏杰长，2012：《中国居民消费价格波动：价格粘性、定价模式及其政策含义》，《经济研究》第11期。
- 王君斌、王文甫，2010：《非完全竞争市场、技术冲击和中国劳动就业——动态新凯恩斯主义视角》，《管理世界》第1期。
- 谢超峰，2015：《消费习惯、粘性价格与货币流通速度——基于NK模型的估计》，《南开经济研究》第3期。
- 张成思，2012：《全球化与中国通货膨胀动态机制模型》，《经济研究》第6期。
- Alvarez, F. and F. Lippi, 2014, "Price Setting with Menu Cost for Multiproduct Firms", *Econometrica*, 82(1), 89—135.
- Alvarez, F., H. L. Bihan and F. Lippi, 2016, "The Real Effects of Monetary Shocks in Sticky Price Models: a Sufficient Statistic Approach", *The American Economic Review*, 106(10), 2817—2851.
- Alvarez, L. J. and I. Hernando, 2006, "Price setting behavior in Spain: Evidence from consumer price micro- data", *Economic Modelling*, 23(4), 699—716.
- Barro, R.J., 1972, "A Theory of Monopolistic Price Adjustment", *Review of Economic Studies*, 39(1), 17—26.
- Basu, S., 1995, "Intermediate Goods and Business Cycles: Implications for Productivity and Welfare", *The American Economic Review*, 85(3), 512—531.
- Baudry, L., L. H. Bihan, P. Sevestre, et al., 2007, "What do Thirteen Million Price Records Have to Say about Consumer Price Rigidity?", *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(2), 139—183.
- Bils, M. and 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", *Frontiers of Macroeconomics*, 2(1), 1—56.
- Cavallo, A., 2018, "More Amazon Effects: Online Competition and Pricing Behaviors", *Jackson Hole Economic*



*Symposium Conference Proceedings (Federal Reserve Bank of Kansas City).*

Dotsey M, R. G. King and A. L. Wolman, 1999, “State-dependent Pricing and the General Equilibrium Dynamics of Money and Output”, *The Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 655—690.

Dotsey M, R. G. King and A. L. Wolman, 2013, “Inflation and Real Activity with Firm-Level Productivity shocks”, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper, No. 13—35.

Golosov, M and J. Lucas, 2007, “Menu Costs and Phillips Curves”, *Journal of Political Economy*, 115(2), 171—199.

Gorodnichenko Y, and M. Weber 2016, “Are sticky prices costly? Evidence from the stock market”, *The American Economic Review*, 106(1), 165—199.

Gorodnichenko, Y., V. Sheremirov and O. Talavera., 2018, “Price Setting in Online Markets: Does IT Click?”, *Journal of European Economic Association*, 16(6), 1764—1811.

Kashyap, A. K., 1995, “Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 245—274.

Klenow, P. J and O. Kryvtsov., 2008, “State-dependent or Time-dependent Pricing: Does It Matter for Recent US Inflation?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863—904.

Krusell P, and Jr A A. Smith, 1998, “Income and wealth heterogeneity in the macroeconomy”, *Journal of Political Economy*, 106(5), 867—896.

Midrigan V., 2011, “Menu costs, multiproduct firms, and aggregate fluctuations”, *Econometrica*, 79(4), 1139—1180.

Nakamura, E. and J. Steinsson, 2008, “Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models”, *The Quarterly Journal of Economics*, 123(4), 1415—1464.

Nakamura, E. and J. Steinsson, 2010, “Monetary Non-neutrality in A Multisector Menu Cost Model”, *The Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 961—1013.

# Price Stickiness and Monetary Non-neutrality in the Digital Economy Era

## ---Evidence from Online and Offline Prices in China

**Abstract:** In recent years, with the rapid development of digital economy and big data, the micro-foundation of monetary non-neutrality in short term, namely price stickiness, has obviously changed, which poses new challenges to the monetary policy transmission and formulation. Combining the micro-price big data from online and offline markets in China, this paper finds that the weighted average online and offline price change duration are 1.5 months and 6 months, respectively, indicating online price stickiness is relatively weak. The online and offline absolute price change size are very similar and about 15%. Both two markets are with obvious sectional heterogeneity and asymmetry (namely with higher price increase frequency and change size). Besides, the offline price adjustment cost is about four times that of online price adjustment, and Internet has significantly reduced the cost of online price adjustment. Due to the lower online price adjustment cost and more flexible price adjustment model, companies will more frequently change prices instead of actual output with monetary shocks, thus reducing the monetary non-neutrality. With online markets accounting for about 20% in China, the effectiveness of monetary policy is estimated to be 53% of the pure offline market without intermediate input, which is further reduced to 42% considering the intermediate input. If the online market share reaches 100% in the future (under an extreme condition), the effectiveness of monetary policy is only 7% to 11% compared to the pure offline market. In the digital economy era, central banks should pay more attention to the impacts of weaker price stickiness and obvious sector heterogeneity on monetary non-neutrality, and accelerate the transformation of monetary policy. Besides, central banks should make full use of big data technology to reduce monetary policy lags and stabilize the expectations and confidence of firms, thus improving the effectiveness of monetary policy.

**Key Words:** monetary non-neutrality; price stickiness; online markets; offline markets; macroeconomic policy transformation

**JEL Classification:** E30 E60