

价格刚性、异质性预期和通货膨胀动态

(正式刊登版有调整和删节, 此版仅供内部交流讨论之用)

邓燕飞, 华东师范大学经济学院博士研究生, 加拿大阿尔伯塔大学国家公派联合培养博士生

董 丰, 上海交通大学安泰经济与管理学院副教授, 美国圣路易斯大学经济学博士

徐迎风, 阿尔伯塔大学人文学院经济系副教授

冯文伟, 华东师范大学经济与管理学部经济学院教授、博导

摘要: 本文采用 Chang et al. (2015) 研究和处理过的中国宏观数据, 沿用 Dupor et al. (2010) 一文使用的两步法, 估计了中国市场环境中企业部门的粘性特征, 发现: (1) 粘性信息和粘性价格都有充分体现; (2) 通过参数估计及脉冲响应分析, 发现双粘性模型有别于混合新凯斯模型; (3) 在双粘性模型下, 企业调价频率平均为 5 个季度, 基于最新信息最优定价的频率平均 7.7 个季度。在混合新凯恩斯模型中, 企业前瞻理性预期的比重是 72%, 后顾适应性预期占比 28%; (4) 虽然双粘性和混合新凯斯模型的拟合优度难分伯仲, 但数据更倾向匹配后者, 这意味着在分析诸如中国的最优货币政策等问题时, 仍应选择混合新凯恩斯。

关键词: 粘性信息, 粘性价格, 双粘性, 混合新凯恩斯, 异质性预期

Price Rigidity, Heterogeneous Expectations and Dynamics of Inflation

Abstract: Using the Chinese macro data which have been studied and processed by Chang et al. (2015) and following the method used by Dupor et al. (2010), we estimate the degree of stickiness and analyze the sticky characteristic of the firm sector in China. We found that: (1) Both sticky information and sticky price are present in Chinese data; (2) Dual stickiness models can be distinguished from hybrid New Keynesian models; (3) Under the dual stickiness model, the firm adjust prices every 5 quarters and use the latest information to determine prices every 7.7 quarters on average and under the hybrid models, 72 percent of the firms are forward-looking and 28 percent are backward-looking; (4) The data chooses the hybrid New Keynesian model over the dual stickiness model although the models' goodness of fit are almost the same which imply that we should still use the hybrid New Keynesian model when we study the monetary policy in China.

Key words: Sticky information; Sticky price; Dual stickiness; Hybrid New Keynesian model; Heterogeneous expectations.

作者邓燕飞感谢国家留学基金委以及华东师范大学研究生院的访学资助; 研究过程中得到双粘性模型的两位构建者俄亥俄州立大学教授 Bill Dupor 和京都大学副教授 Tomiyuki Kitamura 的热情帮助, 向他们表达诚挚谢意。感谢匿名审稿人的宝贵修改意见, 特别感谢本刊编辑对因作者疏忽而使参考文献出现纰漏的指正。感谢阿尔伯塔大学 Huang Haifang 副教授以及在参加中国青年经济学者论坛和货殖365论坛时学者们提出的修改意见和建议, 当然文责自负。

一、引言

名义和真实刚性是新凯恩斯模型最重要的四个特点之一^①，本文探讨的刚性范围主要是名义刚性中的价格刚性^②（也将根据需要适当提及定价的战略互补性及成本加成时变等真实刚性问题），它是指，一些企业可以按需及时调整至最优价格，而部分企业出于各种原因保持价格不变。20 世纪末，由传统粘性价格理论推导而来的刻画总需求对产出和通胀影响的有力武器——新凯恩斯菲利普斯曲线，如同 19 世纪末的经典物理学一样，似乎已完美构建，这得益于 Taylor（1980），Rotemberg（1982），Calvo（1983），McCallum（1997）和 Clarida, Gali and Gertler（1999）等人的工作。但一些学者也逐渐意识到它的三个弊端：一，预先公布的可信任的抑制通胀政策会导致价格继续上升这一奇怪结果（Ball, 1994）；二，它不能很好地解释通胀惯性（Fuhrer and Moore, 1995）；三，它不能很好地解释为什么货币政策冲击对通胀具有滞后和逐步的影响（Mankiw 2001）。这些问题的根源近乎都是——在粘性价格模型中，价格水平具有粘性但通货膨胀率仍可快速变动（Mankiw and Reis, 2002）。

Mankiw and Reis（2002）进一步从传统粘性价格理论的微观基础出发，基于经济主体获取信息、分析信息等过程中因成本产生而使宏观经济环境的信息在大众中逐步缓慢传播的假设，提出了粘性信息理论。在这篇讨论粘性信息替代粘性价格模型的论文中，他们对两个模型进行了比对，结果显示粘性信息模型对现实经济特征有更好的描述，理论上它可以更好地呈现三个被普遍认可的货币政策效应：首先，抑制通胀总会引起经济萎缩；第二，货币政策冲击呈“驼峰”状；第三，通胀顺周期。此后，他们又将该模型拓展至一般均衡框架（Mankiw and Reis, 2007），并专门讨论了粘性信息模型在家庭部门和企业部门的微观基础（Reis, 2006a, 2006b）。进一步，Reis（2009）将粘性信息一般均衡模型用于货币政策分析。至此，粘性信息模型得到了较为充分的发展。

从粘性价格和粘性信息这两大理论模型的归宿——菲利普斯曲线来看，前者属于前瞻预期，后者则为滞后预期（但都为同质预期模型）。预期形成方式和预期传递等主题仍是饶有兴趣且富有挑战的研究议题。许志伟、樊海潮、薛鹤翔（2015）根据 Branch and McGough（2009）的研究成果，即预期算子在满足特定的公理条件下异质性预期仅表现为理性预期和适应性预期各权重的简单相加，构建了含有异质性预期的 DSGE 模型，有较好的政策分析意义。但需要指出的是，Christiano, Eichenbaum, and Evans（2005）修正的粘性价格模型（即“混合新凯恩斯”），在思想上与上述异质性预期模型一致（都是前瞻理性预期加后顾适应性预期），处理起来更为简便（区别在于前者讨论的是公众而后者是企业）。Trabandt（2009）在一个标准的 DSGE 框架中对这三个模型进行了比较，他发现，粘性信息模型和混合新凯恩斯模型在解释货币政策效应上的功能高度一致。

Dupor et al. (2010) 则提出了可以比肩混合新恩斯模型的另一异质性预期模型——双粘性模型。基于美国数据的实证分析及对比两个模型下通胀和产出的脉冲响应,他们认为双粘性模型更可取。双粘性模型是一种嵌套结构,优点是通过某些参数 0 赋值的设定,可以将此复合模型转变为单纯的粘性价格和粘性信息模型,缺点是这种外生嵌套做法难免过于生硬,缺乏(不是没有)微观基础和内在逻辑一致性。为此,笔者将提出在 DSGE 模型中系统有机植入粘性信息和粘性价格机制的理论构想,关键一步是变通常假设企业部门最终品厂商及中间品厂商其一为垄断竞争另一为完全竞争为假设两者都是垄断竞争。而本文主要想回答的是,中国市场经济中企业部门的粘性特点怎样或粘性程度如何?是否双粘性也在中国数据中得到体现?双粘性与混合新凯恩斯模型是否有区别?在考虑诸如最优货币政策时应选择哪个模型?目前国内学者在这些方面所做的研究有限(王军, 2009; 彭兴韵, 2011; 王立勇、张良贵、刘文革, 2012), 且未对各模型在统一框架内和中国背景下进行比较分析。

本文沿用 Dupor et al. (2010) 一文中的两步法, 并用 Chang et al. (2015) 仔细研究和严谨处理过的中国宏观数据进行估计。我们发现, 双粘性和混合新凯恩斯这对异质性预期模型比粘性信息和粘性价格这对同质预期模型拟合得更好, 粘性信息模型拟合最差。再者, 在各个模型中, 相应粘性参数显著异于 0, 这说明, 中国市场的企业部门同时具备粘性信息和粘性价格的特征, 这两种粘性都对中国的通货膨胀有相应的作用机制。我们估计出, 在双粘性模型下, 企业调整价格的频率平均是 5 个季度, 基于最新信息最优定价的频率平均是 7.7 个季度; 在混合新凯恩斯模型中, 企业前瞻预期预期的比重是 72%, 后顾适应性预期占比 28%。许志伟、樊海潮、薛鹤翔 (2015) 估计了公众后顾适应性预期的比例约为 80%, 与此大相径庭。区别在于他们的估计对象另外包括家庭部门, 而本文所估计的仅为企业部门。单就企业这个部门相对完善、功能相对齐全的营利性组织而言, 适应性预期与理性预期的这个接近三七的比例我们认为是合理的。另外一点是, 双粘性模型较混合新凯恩斯模型多了滞后预期项, 相应系数的估计值显著异于 0。基于这两个异质性预期模型, 在 Dupor et al. (2010) 所作的成本加成冲击的基础上, 本文对通货膨胀、价格总水平和产出这三个变量增加模拟了其货币政策冲击和自然率冲击的脉冲响应, 从中易发现, 在瞬时冲击下两者存在明显差异, 尽管持续性冲击下两者的动态路径非常接近。进一步通过将双粘性和混合新凯恩斯嵌套为一个模型, 实证结果显示数据偏向匹配混合新凯恩斯模型。

本文后续部分作如下安排: 第二节简要回顾和对比粘性价格和粘性信息这对同质预期模型以及双粘性及混合新凯恩斯这对异质性预期模型的主要方程及其经济含义; 第三节用中国 1996Q1 至 2014Q2 的有关数据在统一的分析框架内对上述四个模型进行拟合估计; 第四节, 进一步比较双粘性和混合新凯恩斯模型; 正文部分最后提炼总结。此外, 笔者在附录中提出在 DSGE 模型中系统有机植入粘性信息和粘性价格机制的理论构想。

二、模型回顾和对比

（一）同质预期：粘性价格模型和粘性信息模型

Mankiw and Reis（2002）使用相似的一组方程简要刻画了粘性价格模型和粘性信息模型的特征。他们假定，无论哪个模型，企业确定的理想实际价格水平（ $p_t^*-p_t$ ）与产出缺口（ y_t ）存在确定的函数关系^③（价格、产出等名义变量用小写字母表示其对数形式，下同），两者依存变动的敏感度为 α ，即：

$$p_t^* = p_t + \alpha y_t.$$

下面是两个模型的最优定价方程，分别为：

$$q_t = (1-\gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_t p_{t+h}^*; \quad q_t^k = E_{t-k} p_t^*.$$

左侧粘性价格模型下的当期调整价格 q_t 为所有企业当前和未来 h 期理想价格的加权平均；右侧为粘性信息模型下企业最后更新信息时（ k 期前）的调整价格。为与下面要介绍的双粘性模型和混合新凯恩斯模型保持相近的表达，与原文略有不同的是，这里假设 γ 为每个企业不调整价格即粘性发生的概率，根据大数定律，每期总体中有 $1-\gamma$ 比例的企业调整价格；粘性信息模型中也是类似假设，不同之处在于所有企业每期都会调整价格，但只有 $1-\phi$ 比例的企业会更新信息。

两个模型的价格总水平因而分别为：

$$p_t = (1-\gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h q_{t-h}; \quad p_t = (1-\phi) \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k q_t^k.$$

粘性价格模型采用 Calvo（1983）的调价结构，价格总水平表达式源于动态新凯恩斯（DNK）模型中的一个标准价格关系式， $P_t = (\int_0^1 P_{it}^{(1-\varepsilon)} di)^{1/(1-\varepsilon)}$ ，根据相关假设，对数线性近似后即为 $p_t = (1-\gamma)q_t + \gamma p_{t-1}$ ；粘性信息模型则糅合了 Calvo（1983）时间依存的随机价格调整规则和 Lucas（1972）的不完美信息假设，前身是 Fishcer（1977）的合同模型或类似于 Rotemberg and Woodford（1997）一期滞后定价模型。

简单代数推导后，很快可以得到新凯恩斯菲利普斯曲线和粘性信息菲利普斯曲线：

$$\begin{aligned} \pi_t &= [\alpha(1-\gamma)^2 / \gamma] y_t + E_t \pi_{t+1}; \\ \pi_t &= [\alpha(1-\phi) / \phi] y_t + (1-\phi) \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k E_{t-1-k} (\pi_t + \alpha \Delta y_t). \end{aligned}$$

从中容易看出两者的异同：相同点是当前通胀（ π_t ）都与当前的产出缺口（ y_t ）相关；不同在于粘性价格机制下的当前通胀还由预期通胀（ $E_t \pi_{t+1}$ ）决定，而粘性信息机制下的当前通胀则受过去对当前通胀（ π_t ）及产出缺口变动（ Δy_t ）的滞后预期（ E_{t-1-k} ）影

响。此外，两者还隐含着货币政策与产出增长之间关系的重大区别，前者意味着永久性的货币扩张政策可以带来产出的永久性增长，“这不符合自然率假说”（Lucas，1972），受到 McCallum（1998）的批判，而后者排除了这种可能，即当 $p_t = E_{t-k} p_t$ ，必有 $y_t = 0$ 。

（二）异质性预期：双粘性模型和混合新凯恩斯模型

Gali and and Gertler（1999）及 Gal í Gertler, and Lopez-Salido（2005）在实证中发现滞后通胀是新凯恩斯菲利普斯曲线的重要内容之一，Christiano, Eichenbaum, and Evans（2005）随之在传统粘性定价机制中根据拇指规则加入了滞后通胀一项，从适应性预期的角度填补了传统粘性定价在实证中发现的不足。Dupor et al.（2010）认为该模型是其双粘性模型最有力的竞争者。为了比较两者的异同，他们建立了相似的分析框架。首先，具有结构上一致的总价格指数和作了简化处理的粘性定价方程（主观贴现因子为 1，成本加成逼近 1），对数线性化后为：

$$p_t = \mathcal{P}_{t-1} + (1-\gamma)q_t; \quad p_t^f = (1-\gamma)\sum_{j=0}^{\infty} \gamma^j E_t(mc_{t+j}^n).$$

“ p_t ”表示完全信息下的粘性价格定价；“ mc ”表示对数名义边际成本减去对数自然率下的边际成本，即名义边际成本偏离稳态的百分比，可称为名义边际成本偏离率，对数情况下又可称作名义边际成本缺口。双粘性模型的关键假设是一家企业若以 $(1-\gamma)$ 概率调整价格，则其中有 $(1-\phi)$ 的概率是由于更新信息而发生的，同样，大数定律下有：

$$q_t = (1-\phi)\sum_{k=0}^{\infty} \phi^k E_{t-k}(p_t^f); \quad q_t = \omega p_t^b + (1-\omega)p_t^f.$$

调整后的粘性价格模型（即混合新凯恩斯模型）则假定 ω 比例的企业会考虑上期通货膨胀而表现出后顾适应性预期的定价行为（“ p_t^b ”）。经运算后分别有如下两个通胀方程（也即总供给方程）：

$$\begin{aligned} \pi_t &= \rho^D \pi_{t-1} + \zeta_1^D (1-\gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_t(mc_{t+h}^n - p_t) \\ &\quad + \zeta_2^D (1-\phi) \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k (1-\gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_{t-k-1}(\Delta mc_{t+h} + \pi_{t+h}); \\ \pi_t &= \rho^H \pi_{t-1} + \zeta_1^H (1-\gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_t(mc_{t+h}^n - p_t). \end{aligned}$$

上标“D”对应双粘性模型，“H”对应混合新凯恩斯模型， ρ 、 ζ_1 、 ζ_2 均是复合系数，构成相对冗长，且深层参数（deep parameters）并非本文分析的重点，这里不再给出，可参看 Dupor et al.（2010）。不难发现，双粘性模型较混合新凯恩斯模型多了滞后预期项。虽然都含有滞后通胀（ ρ 表示通胀惯性的大小），但前者为理性预期下内生，后者为适应性预期下外生（可简单理解为在标准新凯恩斯菲利普斯曲线中假定 $E_t \pi_{t+1} = \pi_{t-1}$ ）。对于混合新凯恩斯模型， ζ_1^H 指抑制通胀的成本，对于惯用的季度数据，当 ρ^H 接近 1 时，该成本可理解为：若要年通胀率将下降 1%，实际产出应比潜在产出低 $1/(16\zeta_1^H)$ 个百分点。

三、模型估计下的中国粘性特征

在上述两个通胀方程中，要估计的参数包括企业中不改变价格的比例 γ ，改变价格但未更新信息的比例 ϕ ，以及后顾定价行为的比例 ω 。Dupor et al. (2010) 开发的嵌套模型有利之处在于仍可估计纯粘性信息模型 ($\gamma=0$) 和纯粘性价格模型 ($\phi=0$)。因而，基于结构参数的统计显著性，可对上述各模型与中国数据的拟合效果进行比较。

粘性信息模型由于有无限期的滞后预期项，估计起来相对复杂。Mankiw and Reis (2006) 给出了模型求解方法，但 Meyer-Gohde (2010) 提出的解法在速度和准确度上有绝对优势，获得 Reis 好评。而双粘性模型的结构更为复杂，通常没有解析解。所以这里沿用 Dupor et al. (2010) 一文中采用的两步法对上述四个模型进行估计：第一步先进行向量自回归 (VAR)，以获得真实边际成本缺口和通货膨胀的预测序列；在此基础上，第二步则最小化上述理论值与真实通胀数据距离的方差。数据处理及估计拟合的完整流程已编入 matlab 程序^④。

根据数据的可得性和这类模型的惯常做法，本文采用 1996 年第 1 季度至 2014 年第 2 季度的中国数据进行实证分析。Chang et al. (2015) 对中国宏观数据序列进行了细致研究和重新测算（所有季度数据均已经过季节性调整），涵盖了本文会用到的原始数据序列，如：消费者价格指数 (CPI)，零售价格指数 (RPI)，GDP 平减指数 (GDP-def)，劳动收入份额 (s) 以及按支出法计算的对数真实 GDP 和按生产法计算的对数真实 GDP 等。这六组数据主要两个用途，前三列可分别通过环比或对数差分计算得到通货膨胀率，劳动收入份额可直接作为真实边际成本缺口的代理变量，最后两组可分别通过二次去势 (quadratically detrended, QD) 或 HP (Hodrick-Prescott) 滤波方法得到的产出缺口作为真实边际成本缺口的代理变量（由这两组数据得到的产出缺口分别用 y_nipa 和 y_va 表示）。中外文献中，上述原始数据都有被相应采用过，它们既有相似之处，又有一定区别，如何取舍，需要明确依据。在给定原始数据同等可靠的前提下，本文以双粘性模型为例，逐一试用，最后根据模型通胀预测序列与实际通胀序列差距的标准差的大小 (Var_e)、模型拟合优度 (R^2) 及已估参数的置信区间的宽窄等技术角度对上述六组数据的选用作出综合判断。这一代表性模型的估计及拟合结果见附录一。

基于附录一所作的比较分析，最后选定的原始数据是：GDP 平减指数 (GDP-def)，计算真实边际成本缺口所需用到的按生产法计算的对数真实 GDP，以及 VAR 中总是包含的劳动者收入份额 (s)。由于从代表性模型中，基于其他相同条件得到的相应指标没能比较出 QD 和 HP 用在此处的优劣，故将这两种不同产出缺口获得方式下的四个模型的估计和拟合结果都给出，见表 1。需要特别提出以供参考的是，郑挺国、王霞 (2010)

对估计我国产出缺口的 QD、HP 等技术方法进行了研究, 结果显示, HP 方法得到的我国产出缺口最不可靠, 后文将进一步谈到。

表 1: 四类模型的参数估计和拟合结果

	DS		HY		MR		NK	
	QD	HP	QD	HP	QD	HP	QD	HP
γ	0.80** [0.77, 0.86]	0.60** [0.58, 0.65]	0.81** [0.78, 0.86]	0.61** [0.59, 0.65]	0.00	0.00	0.82** [0.79, 0.87]	0.61** [0.60, 0.66]
φ	0.35* [0.09, 0.46]	0.08** [0.00, 0.15]	0.00	0.00	0.89** [0.86, 0.97]	0.69** [0.64, 0.77]	0.00	0.00
ω	0.00	0.00	0.32* [0.09, 0.42]	0.09** [0.02, 0.15]	0.00	0.00	0.00	0.00
ρ	0.32* [0.12, 0.41]	0.08** [0.01, 0.14]	0.37* [0.13, 0.46]	0.14** [0.03, 0.23]	-	-	-	-
ζ_1	0.15 [0.09, 0.22]	0.58 [0.46, 0.65]	0.15 [0.10, 0.22]	0.55 [0.44, 0.63]	0.12 [0.02, 0.16]	0.46 [0.28, 0.55]	0.23 [0.14, 0.26]	0.63 [0.50, 0.68]
ζ_2	0.08 [0.01, 0.10]	0.05 [-0.01, 0.09]	-	-	-	-	-	-
R^2	0.78	0.92	0.79	0.92	0.43	0.65	0.71	0.91
Var_e	0.23	0.09	0.22	0.08	0.60	0.36	0.30	0.09

注①：样本期间、第一步 VAR(3)包含变量、滞后依据、VAR 估计时段及置信区间等附录一注①；“**”表示在 0.05 水平上显著，“*”表示在 0.10 水平上显著。

注②：DS 指“双粘性”模型；HY 代表“混合新凯恩斯”模型；MR 表示“粘性信息”模型；NK 为“粘性价格”模型；MR 和 NK 是 DS 的特例，前者由 DS 模型中 $\gamma=0$ 而来，后者由 DS 模型中 $\phi=0$ 而来。 γ 、 ϕ 、 R^2 、 Var_e 、QD、HP 等字符含义同附录一记②。 ω 指 HY 模型中当期后顾型企业在所有企业中的比例。 ρ 、 ζ_1 、 ζ_2 均是复合系数，对应置于表中不会产出歧义，故省略了正文第二部分出现的分别代表双粘性模型系数的上标“D”和代表混合新凯恩斯模型系数的“H”，其构成冗长，且深层参数并非本文分析重点，同正文一样这里不再列出，可参看 Dupor et al. (2010)。

表 1 报告了双粘性 (DS)、混合新凯恩斯 (HY)、粘性信息 (MR) 及粘性价格 (NK) 等四个模型在两种不同产出缺口获得方式下的估计结果。根据郑挺国、王霞 (2010) 的研究结论, 即 QD 方法得到的产出缺口相对 HP 而言更好, 则其作为真实边际成本缺口代理变量所做的参数估计及模型拟合自然更可取。基于此, 笔者以 QD 类为例, 对估计结果作一描述。首先, 总体来说, DS 和 HY 这对异质性预期模型比 MR 和 NK 这对同质预期模型拟合更优。第二, 分开来看, NK 和 MR 的两相比较, 前者优于后者^⑤, 但 DS 和 HY 的比较相对复杂, 我们放到下一节专门讨论。第三, 关键点是, 在各个模型中, 相应粘性参数显著异于 0, 这说明, 中国市场的企业部门同时具备粘性信息和粘性

价格的特征，这两种粘性都对中国的通货膨胀有相应的作用机制。第四，具体而言：在 DS 模型中， γ 和 φ 的估计值意味着每季有 14~23% 的企业会调整价格，其中有 54~91% 的企业使用了最新信息去确定价格。确切的数据来源于点估计，前者为 20%（调整价格的频率平均为 5 个季度），后者为 65%（更新信息的频率平均为 1.5 个季度），这同时表明每季有 13%（频率平均为 7.7 个季度）的企业是充分利用信息后进行最优定价的（置信区间为 0.09~0.18）；在 MR 模型中，信息粘性度较 DS 模型大一倍多，每季只有 11% 的企业会更新最近信息（信息更新的频率平均为 9 个季度），但要注意 Var_e 和 R^2 两项指标显示该模型拟合最差；在包含价格粘性参数的三个模型中（DS、HY、NK），点估计和区间估计结果非常相近，一致显示每季有约 20% 的企业会调整价格（置信区间的范围也相近）；在 HY 模型中，根据拇指规则的后顾式企业的比重约为 28%，因而前瞻型企业的比重为 72%。^⑥ 许志伟、樊海潮、薛鹤翔（2015）估计的后顾行为约占 80%，与此大相径庭，但他们估计的是公众的后顾行为，而非企业。单就企业这个部门相对完善、功能相对齐全的营利性组织而言，适应性预期与理性预期接近三七的比例我们认为较为合理。HP 类别的模型估计结果可同样读取。虽然郑挺国、王霞（2010）的研究结论值得重点参考，但在不同研究方法下持相似结论的更多文献出现前，我们仍给出 HP 类的估计值。且注意到，四个模型之间拟合的优劣没有因使用 HP 或 QD 发生改变。基于附表 1 的比较分析，已知道用产出缺口作真实边际成本缺口的代理变量时，HP 类的 R^2 及 Var_e 等指标更好，这在四个模型的估计结果中得到一致验证。下面给出 HP 类四个模型的通胀预测序列与实际通胀序列（图 1-4）。

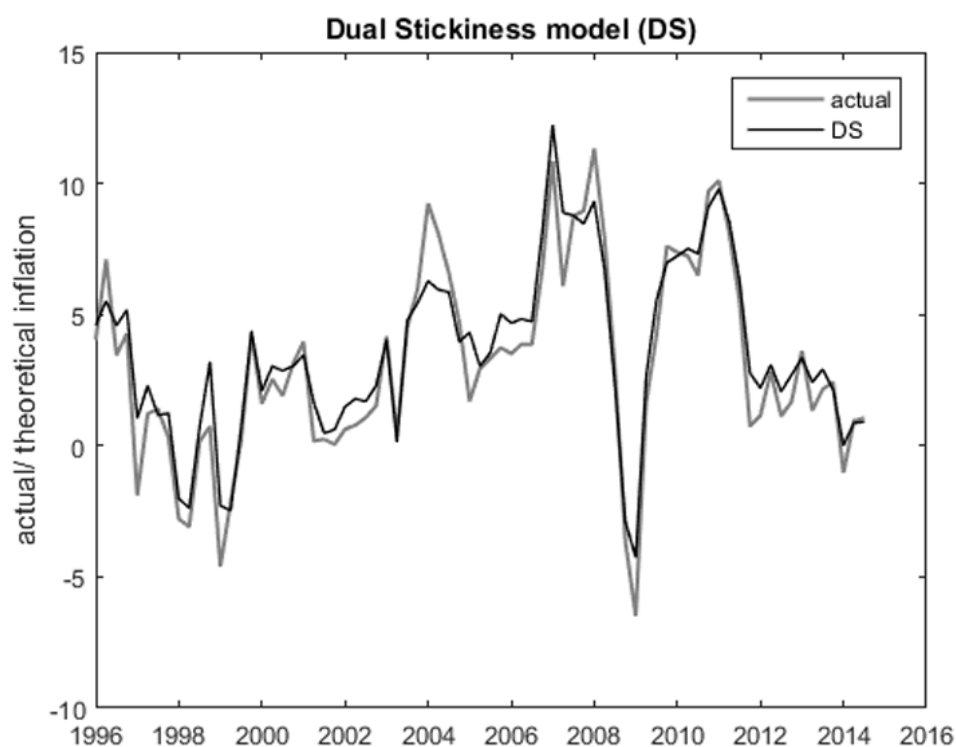


图 1 双粘性模型（DS）的通胀预测序列

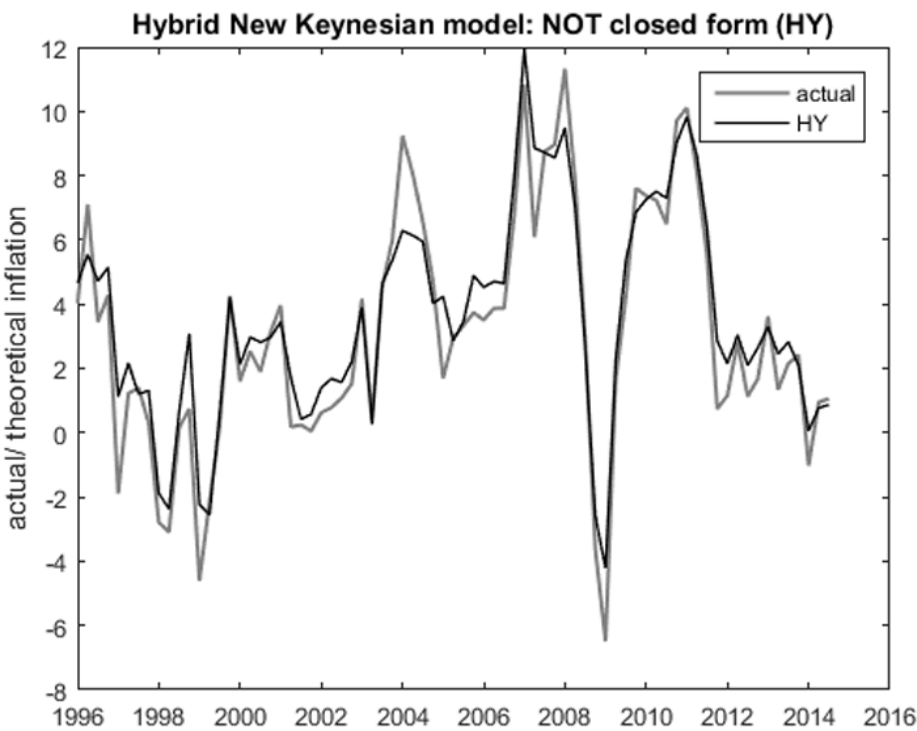


图 2 混合新凯恩斯模型（HY）的通胀预测序列

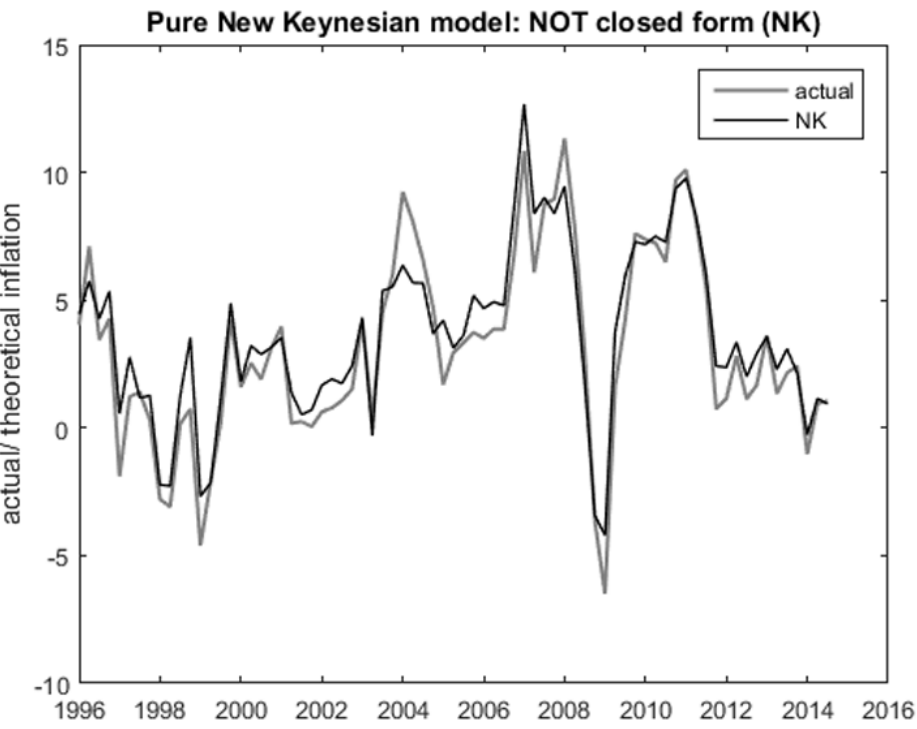


图 3 粘性价格模型（NK）的通胀预测序列

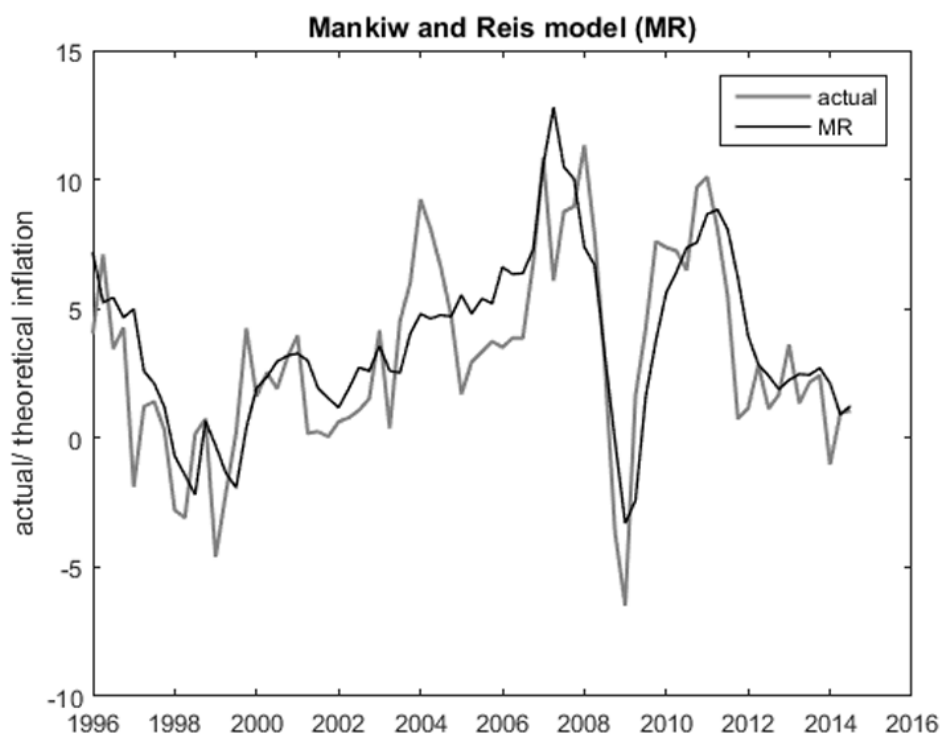


图 4 粘性信息模型（MR）的通胀预测序列

Dupor et al. (2010) 进行的稳健性检验包括：首先，在第一步 VAR 中变换获得产出缺口估计值的技术方式，基准为二次去势（QD），备择为 HP 滤波^⑦；其次，在第二步的估计中替换劳动收入份额改用产出缺口作为真实边际成本缺口的代理变量，同样产出缺口的估计方式分别通过 QD 或 HP；第三，由于他们使用的样本数据时间跨度足够长，所以将时间轴拦腰切断，一分为二，同样要在 VAR 中分别用 QD 或 HP 估计产出缺口；最后，考虑企业定价的战略互补性。他们用美国数据对上述模型做实证研究时很好地通过了稳健性检验。对于中国数据，从表 1 中可以看出，产出缺口的估计方式及真实边际成本缺口的代理变量的变动都会带来参数估计结果一定幅度的变化。由于中国数据的时间序列不长，且数据经多次调整修改，性能较差，用 QD、HP 或其他方式得到的产出缺口难与不可观测的实际产出缺口相符，由此带来参数估计结果的这种幅度的变化仍可勉强接受。但由于差异较大，具体应用时选择哪类参数，要有相应研究作为参考。后文基于本节估计的粘性参数值进行模拟的依据仍是郑挺国、王霞（2010）的研究，而选择 QD 类。此外，我们也考虑了战略性互补。相较于既不存在战略性互补也不存在战略性替代时 $\lambda=1$ ^⑧ 的情况（前文的基准设定）， $\lambda<1$ 时会降低价格对真实边际成本的敏感度，所以 λ 越靠近 0，真实刚性越大，越靠近 1，敏感度越强。换言之， λ 度量了真实刚性程度。

不同于美国的 $\lambda=0.2$ ，基于许志伟、樊海潮、薛鹤翔（2015），设定 $a=0.5$ ；参考张瀛（2008），令不同商品间的替代弹性 $v=1.5$ ，计算后 $\lambda=0.4$ ，参数估计结果也有与上述幅度相近的变动。尽管在多个备择情况下参数估计结果变化较大，但我们关注的相应参数总体上显著异于 0，对于两种粘性都在中国数据中得到呈现等结论来说，依旧稳健。

四、双粘性还是混合新凯恩斯

基于 R^2 及 Var_e 这两项指标，双粘性模型和混合新凯恩斯模型的“功力”十分相当，某种程度上这可以说是 Mankiw and Reis（2002）理论判断的外延^⑨。既如此，两个模型是否可以无差别地使用？如前所述，双粘性模型较混合新凯恩斯模型多了滞后预期项，只要 ζ_2 显著不为 0，就能从后者区别出前者。查看表 1， ζ_2 在 QD 和 HP 两类情况下的点估计值分别为 0.08 和 0.05，更可信的 QD 类的区间估计不包含 0。因而，在中国数据下，我们可以做出双粘性模型有别于混合新凯恩斯模型这样的结论。设定相同的需求方程及冲击规则，下面首先看两个供给方程下偏离均衡路径的脉冲响应是否有显著差异，再看双粘性和混合新凯恩斯的嵌套模型中数据更倾向匹配哪者。

（一）脉冲响应

本文讨论三类冲击。在 Dupor et al.（2010）一文中成本加成冲击的基础上，增加对货币政策冲击和自然率冲击的模拟。

在标准的新凯恩斯模型中，由家庭部门最优化问题得到的跨期消费欧拉方程在一般均衡条件下，可以很快得到总需求曲线，也即 IS 方程（直接给出对数形式）：

$$y_t = E_t(y_{t+1}) - \sigma[i_t - E_t(\pi_{t+1})].$$

其中， y_t 代表产出缺口， i_t 是名义利率， $E_t\pi_{t+1}$ 指对下一期通货膨胀的预期。虽然目前学界对中国货币当局应不应该或具体应采用什么样的货币政策规则未有定论，但笔者相信，中国的发展方向是朝“市场规则”靠拢。为此，不妨假设无现金经济体中的泰勒规则（Woodford，2003）：

$$\dot{i}_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t + z_t$$

各字母含义同上， z_t 外生， $\psi_\pi > 1$ ， ψ_y 非负。设定该方程后，要考虑它是否会产生唯一且稳定的均衡，Blanchard and Kahn（1980）提出了检验方法，通常称为 BK 条件，目前 Dynare 程序中输入“check”命令，系统会自动检测该条件是否满足。为消除这种不确定性，如同 Mankiw and Reis（2006）按照 Woodford（2003）第二章中所做的，在初

始条件中设定价格水平初始值为 1。

成本加成冲击缘于成本加成可变理论，后者属于真实刚性。通常假设时变的商品替代弹性，因而理想的价格加成也是可变的。经运算后可得到成本推动型的通胀方程，即在原方程最后添加冲击项 v_t ，定义为： $v_t \equiv \kappa(y_t^e - y_t^n) \neq 0$ ，其中 y_t^e 表示弹性价格水平和固定加成下的有效均衡产出水平， y_t^n 则为弹性价格和时变加成下的均衡产出水平， κ 是一个结构参数。

“自然率”被 Phelps（1968）定义为“价格上升（或工资上涨）的实际值与预期值相等时的均衡失业率”，他和 Friedman（1968）一道最先提出这一概念。与自然失业率对应的是潜在产出水平，推论是潜在产出水平与价格无关，所以长期来看，菲利普斯曲线也即总供给曲线是垂直的。Reis（2003）讨论了自然率的不确定性，并假设自然失业率 u_t 服从 AR（1）过程。

进一步假设三类冲击均服从 AR（1）： $x_t = \rho_x x_{t-1} + \Lambda_t^x$ 。其中： x_t 包括 z_t 、 u_t 、 v_t ； $\rho_x \in (0, 1)$ ； Λ_t^x 是零均值同方差的白噪声过程。

下面数值模拟上述三类冲击下（偏离均衡 1%）价格总水平、通货膨胀和产出缺口这三个变量的动态路径。我们先进行参数校准。

表 2：参数校准

β	σ	γ^D	γ^H	φ	ω	Ψ_y	Ψ_π	ρ_x
1	1	0.7976	0.8075	0.3502	0.3185	0.5/4	1.5	0.9; 0.0

其中： $\beta=1$ 是出于简化上述异质性模型下通胀方程的考虑；跨期替代弹性 $\sigma=1$ 与对数效用函数形式一致； Ψ_y 和 Ψ_π 根据 Taylor（1993）； ρ_x 为 0.9 表示持续性冲击，为 0 指瞬时冲击； γ 、 φ 、 ω 三个参数来自表二中 QD 类的参数估计（基于前述文献认为相对可靠）；注意通胀方程中的结构参数 ρ 和 ζ 都是各自相关粘性系数的函数。脉冲响应见图 5-7。

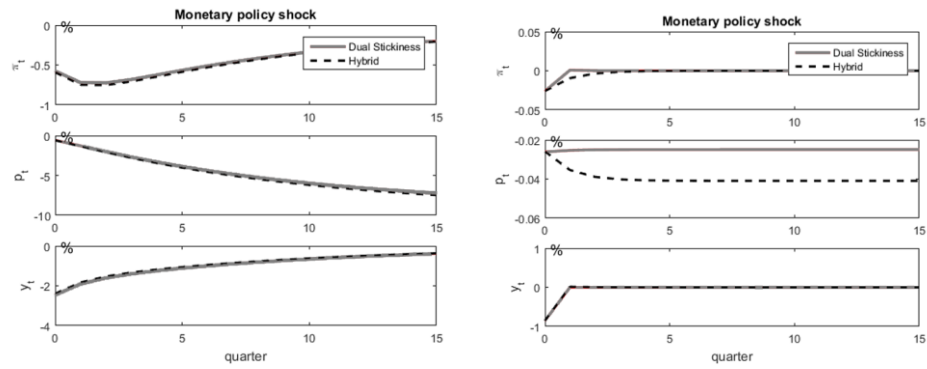


图 5 变量受持续性（左）和瞬时（右）货币政策冲击下的脉冲响应

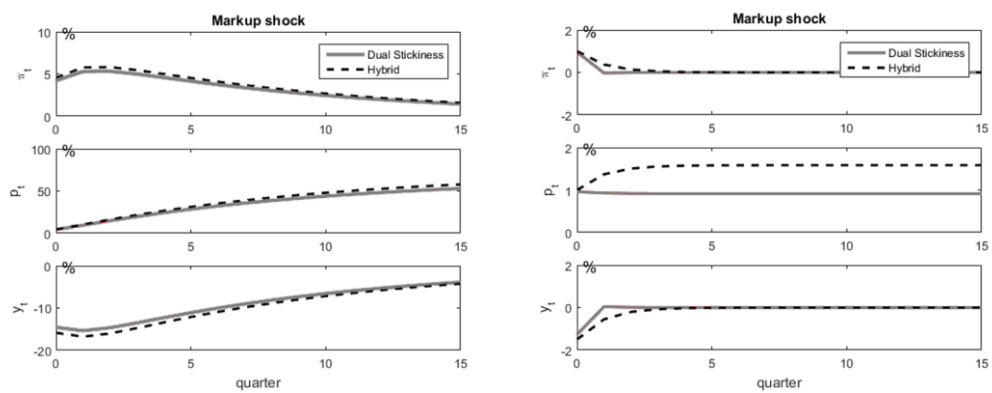


图 6 变量受持续性（左）和瞬时（右）成本加成冲击下的脉冲响应

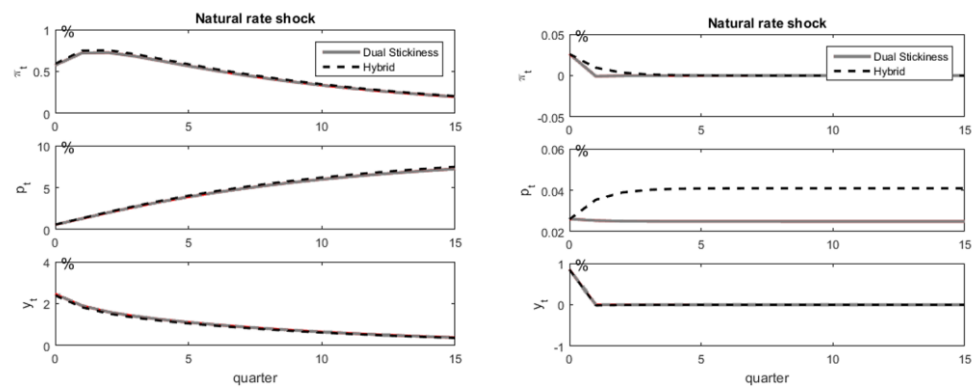


图 7 变量受持续性（左）和瞬时（右）自然率冲击下的脉冲响应

上面三张图分别是通货膨胀（ π_t ）、对数价格总水平（ p_t ）和对数产出缺口（ y_t ）受持续性（左）和瞬时（右）货币政策冲击（图 5）、成本加成冲击（图 6）以及自然率冲击（图 7）下的脉冲响应。一目了然的是，在持续性冲击下，各变量的动态路径在双

粘性模型和混合新凯恩斯模型中非常相似。可以看到，在货币政策的持续冲击下（利率不断调高），价格总水平逐渐下降，通货紧缩路径呈倒“驼峰”型，经济初始萧条后逐步回暖；受成本加成持续性冲击（提高加成价格）的影响，总价格水平不断上升，通货膨胀路径呈“驼峰”状，逐步上升到达顶点，然后逐渐下降，产出与之成镜像关系；受自然率持续性冲击（自然失业率上升）的影响，总价格水平上升，通胀路径与图 6 相似，但产出水平不断回落。当瞬时冲击发生时，两个模型下变量的动态路径存在显著差异，主要表现在混合新凯恩斯模型下通胀和产出的脉冲响应表现出更强的持续性；此外，价格总水平的路径也非常不同。

通过模拟通货膨胀、价格总水平和产出缺口受冲击后的动态路径，我们已确切看到宏观变量在这对模型中瞬时冲击下的脉冲响应存在明显差异，尽管持续性冲击下的脉冲响应非常一致。

（二）数据匹配

从关键参数 ζ_2 的估计，到两个供给方程背后有显著差异的脉冲响应，我们已确定双粘性模型与混合新凯恩斯模型虽然在拟合优度上难分伯仲。自然，我们要问，在分析诸如最优货币政策等问题时，选用哪个供给方程更符合中国国情？本小节想要对此作出回答。参照 Dupor et al.（2010）的做法，将双粘性和混合新凯恩斯嵌套为一个模型（系数加上标“G”），具体是在双粘性模型中加入 ω 比例的按拇指规则进行后顾式预期的企业，此时，每期调整价格为：

$$q_t = (1 - \omega)[(1 - \phi)\sum_{k=0}^{\infty} \phi^k E_{t-k}(p_t^f) + \omega p_t^b].$$

同样可推导出如下通胀方程：

$$\begin{aligned} \pi_t = & \rho_1^G \pi_{t-1} - \rho_2^G \pi_{t-2} + \zeta_1^G (1 - \gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_t (mc_{t+h}^n - p_t) \\ & + \zeta_2^G (1 - \phi) \sum_{k=0}^{\infty} \phi^k (1 - \gamma) \sum_{h=0}^{\infty} \gamma^h E_{t-k-1} (\Delta mc_{t+h} + \pi_{t+h}); \end{aligned}$$

上述两个方程的字母涵义与前述一致。易发现，该嵌套模型较双粘性模型增加了滞后两期的通胀项，参数估计和模型拟合结果如下：

表 3：双粘性和混合新凯恩斯的嵌套模型的估计与拟合

结构参数估计值及模型拟合结果					
	γ	ϕ	ω	R^2	Var_e
QD	0.81	0.12	0.24	0.79	0.22
HP	0.61	0.00	0.09	0.92	0.08
系数估计值					

	ρ_1	ρ_2	ζ_1	ζ_2
QD	0.40	0.03	0.15	0.02
HP	0.14	0.00	0.55	0.00

表 3 给出了上述通胀方程下的参数估计和拟合结果，对比表 1 所列的相关数值，从 γ 、 φ 及 ω 三个结构参数的点估计值来看，不同于美国数据更匹配双粘性模型（Dupor et al. 2010）的是，中国数据更倾向选择混合新凯恩斯模型。

原因何在？回到两个模型的本质区别，即双粘性模型较混合新凯恩斯模型多了滞后预期项，此外，虽都包含滞后通胀，但前者为理性预期下内生，后者为适应性预期下外生。换言之，尽管两者都嵌套了不同的预期形式方式，但只有混合新凯恩斯含有非理性预期。诚如 Mankiw and Reis（2002）指出的，理性预期和非理性预期的不同将在“事先及时透明公布政策信息”这一事件上产生截然不同的结果。反观现实，美国市场相对完善，政策透明度更高，在此环境下企业主体相对成熟；而我国社会市场经济发展日新月异，企业部门的各个阶层正逐步形成（许志伟、樊海潮、薛鹤翔，2015），实力雄厚、信息化发达的大企业具备理性预期的基础，而仍有不少中小企业简单遵从适应性这一非理性预期，且我们政策透明度有待提高，这些因素导致了我国数据更倾向选择混合新凯恩斯模型。

五、小结

本文在回顾和梳理价格刚性理论下的粘性信息和粘性价格这对同质预期模型以及双粘性和混合新凯恩斯这对异质性预期模型后，采用 Chang et al.（2015）仔细研究和严谨处理过的中国宏观数据，沿用 Dupor et al.（2010）一文中的方法，估计了中国市场环境中企业部门的粘性特征。两个很稳健的结论是：DS 和 HY 这对异质性预期模型比 MR 和 NK 这对同质预期模型拟合得更好，MR 拟合得最差；第二，中国市场的企业部门同时具备粘性信息和粘性价格的特征，这两种粘性都对中国的通货膨胀有相应的作用机制。我们还估计出，在双粘性模型下，企业调整价格的频率平均是 5 个季度，基于最新信息最优定价的频率平均是 7.7 个季度；在混合新凯恩斯模型中，估计出企业前瞻理性预期的比重是 72%，后顾适应性预期占比 28%。最后，一个非常重要的结论是，尽管双粘性和混合新凯恩斯模型的拟合优度难分伯仲，但通过脉冲响应分析及对比嵌套模型和原来这两个模型下的参数估计值，发现中国数据更倾向匹配后者，这意味着在分析诸如最优货币政策等问题时，仍应选择混合新凯恩斯模型。

^① 其他三点分别是：符合 DSGE 框架的基本特征、垄断竞争和货币政策的短期非中性。

^② 还有工资刚性。价格刚性和工资刚性在传统粘性价格理论中的机制相同，只是部门来源不同。另外粘性信息理论的创立者 Mankiw and Reis (2006) 提出导致价格、工资等不能及时调整的信息粘性现象普遍存在。这些研究指向的都是名义刚性问题。

^③ 有关该方程的微观基础参看 Blanchard and Kiyotaki (1987)。该方程隐含了通胀顺周期的机制，即经济扩张时期，产出需求上升，供给增加，企业的边际成本上升，垄断竞争型企业定价上升。但通胀是否顺周期，还要看调价企业的比例大小。

^④ 原代码由双粘性模型的构建者之一 Tomiyuki Kitamura 副教授提供，笔者根据实际需要略有调整。

^⑤ 在 NK 模型的基础上添加 MR 模型，理论通胀与实际通胀差距的方差下降 15.57%，而在 MR 模型的基础上添加 NK 模型，则下降 36.81%，这从另一个角度说明在中国数据下，粘性价格模型更好，与美国数据下的结论一致。

^⑥ 根据 Dupor et al. (2010) 脚注 13，Gal í and Gertler (1999) 和 Gal í Gertler, and López-Salido (2005) 强调评估前瞻和
后顾行为相对重要性的关键参数是 γ_f 和 γ_b ，它们是 γ 和 ω 的函数，当贴现因子为 1 时， $\gamma_f = \gamma / (\gamma + \omega)$ ， $\gamma_b = \omega / (\gamma + \omega)$ 。

^⑦ 对此，笔者要多费笔墨再作论述。这两种技术方法都可以得到产出缺口的估计值，而真实产出缺口只有一个，如果模型正确，那么获得的产出缺口估计值更接近潜在不可观测的产出缺口，则参数估计值更真实。如果这两种方式得到的产出缺口都与真实产出缺口较为不符，但它们之间很相近，则虽然参数估计值变化不大，即结果稳健，但未见得准确（与客观一致）。所以该步所做的稳健性检验仅是参考的选项之一，也正因为此，前文表 2 分列了这两种方式下有一定差异的估计结果，至于选择哪类，虽有郑挺国等人的研究作参考，但笔者还是持谨慎态度将两种情况都列出。

^⑧ 根据 Dupor et al. (2010)，Gal í Gertler, and López-Salido (2001) 和 Walsh (2003) 考虑了一个劳动收入递减的生产函数 $Y_{it} = N_{it}^\alpha$ ，其中 $\alpha < 1$ 。在这种情况下，企业完全信息下的最优定价公式较之前的前瞻最优定价在边际成本前多了系数 λ ，而 $\lambda = \alpha / [1 + (1 - \alpha)(v - 1)]$ ，其中 v 是不同产品之间的替代弹性。

^⑨ Mankiw and Reis (2002) 第 1296 页“某种程度上，粘性信息模型的动态反应与含有后顾适应性预期的菲利普斯曲线相似。”但也指出，前者作为理性预期与后者作为非理性预期的不同将在“事先及时透明公布政策信息”这一事件上产生截然不同的结果。

参考文献:

- (1) 彭兴韵:《粘性信息经济学——宏观经济学最新发展的一个文献综述》,《经济研究》,2011年第12期。
- (2) 王立勇、张良贵、刘文革:《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》,《经济研究》,2012年第10期。
- (3) 王军:《新凯恩斯主义粘性信息理论述评》,《管理世界》,2009年第8期。
- (4) 许志伟、樊海潮、薛鹤翔:《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》,2015年第4期。
- (5) 张瀛:《汇率制度、经济开放度与中国需求政策的有效性》,《经济研究》,2008年第3期。
- (6) 郑挺国、王霞:2010,《中国产出缺口的实时估计及其可靠性研究》,《经济研究》,第10期。
- (7) Ball, L., 1994, "Credible disinflation with staggered price-setting", *American Economic Review*, Vol.84 No.1, pp.282~89.
- (8) Blanchard, O. J., and C. M., Kahn, 1980, "The solution of linear difference models under rational expectations", *Econometrica*, *Journal of the Econometric Society*, pp.1305~1311.
- (9) Blanchard, O. J., and N. Kiyotaki, 1987, "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *The American Economic Review*, pp.647~666.
- (10) Branch, W.A. and B. McGough., 2009. "A New Keynesian model with heterogeneous expectations", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 33 No.5, pp.1036-1051.
- (11) Calvo, G. A., 1983, "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, vol. 12 no.3, pp.383~398.
- (12) Chang, C., K. Chen, D. F. Waggoner, and T. Zha, 2015, "Trends and cycles in China's macroeconomy", *National Bureau of Economic Research*, No. w21244.
- (13) Christiano, L.J., M. Eichenbaum and C. L. Evans, 2005, "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", *Journal of political Economy*, Vol. 113 No.1, pp.1-45.
- (14) Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, 1999, "The science of monetary policy: a new Keynesian perspective", *National bureau of economic research*, No. w7147.
- (15) Dupor, B., T. Kitamura, and T. Tsuruga, 2010, "Integrating sticky prices and sticky information", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92 No. 3, pp.657~669.
- (16) Fischer, S., 1977, "Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule", *Journal of Political Economy*, Vol.85 No.1, pp.191-205.
- (17) Fuhrer, J. and G. Moore, 1995, "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No.1, pp.127-159.
- (18) Friedman, M., 1968, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol. 58, pp. 1~17.
- (19) Gal í J., and M. Gertler, 1999, "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of monetary Economics*, Vol.44 No.2, pp.195~222.
- (20) Gal í J., M. Gertler, and J. D. Lopez-Salido, 2001, "European inflation dynamics", *European Economic Review*, Vol.45, pp.1237~1270.
- (21) Gal í J., M. Gertler, and J. D. Lopez-Salido, 2005, "Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve", *Journal of Monetary Economics*, Vol.52 No.6, pp.1107~1118.
- (22) Lucas, R. E., Jr., 1972, "Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis", in O.Eckstein, ed., *The Econometrics of Price Determination*. Board of Governors of the Federal Reserve System.
- (23) Mankiw, N.G., 2001, "The inexorable and mysterious tradeoff between inflation and unemployment", *The Economic Journal*, Vol. 111, pp.45-61.

- (24) Mankiw, N. G. and R. Reis, 2002, "Sticky information versus sticky prices: a proposal to replace the new keynesian phillips curve", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.117 No.4, pp.1295~1328.
- (25) Mankiw, N. G. and R. Reis, 2006, "Pervasive stickiness", *American Economic Review*, Vol.96 No.2, pp.164-169.
- (26) Mankiw, N. G. and R. Reis, 2007, "Sticky Information in General Equilibrium", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, pp. 603~613.
- (27) Mccallum, B. T., 1997, "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy: comment", *National bureau of economic research, Macroeconomics Annual*, Vol.12, pp.355~359.
- (28) McCallum, B., 1998, "Stickiness: A Comment", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 49, pp.357~363.
- (29) Meyer-Gohde, A., 2010, "Linear rational-expectations models with lagged expectations: a synthetic method", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol.34 No.5, pp.984~1002.
- (30) Phelps, E., 1968, "Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium", *Journal of Political Economy*, Vol. 76, pp. 678~711.
- (31) Reis, R., 2003, "Where is the natural rate? Rational policy mistakes and persistent deviations of inflation from target", *Advances in Macroeconomics*, Vol.3 No.1, pp. 1~38.
- (32) Reis, R., 2006a, "Inattentive Consumers", *Journal of Monetary Economics*, vol. 53 No.8, pp. 1761~1800.
- (33) Reis, R., 2006b, "Inattentive Producers", *Review of Economic Studies*, Vol. 73 No.3, pp. 793~821.
- (34) Reis, R., 2009, "A Sticky-Information General-Equilibrium Model for Policy Analysis", *Monetary Policy under Uncertainty and Learning*, pp.227~284.
- (35) Rotemberg, J. J., and M. Woodford, 1997, "An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy", *National bureau of economic research, Macroeconomics Annual*, Vol.12 No.12, pp.297~361.
- (36) Rotemberg, J. J., 1982, "Monopolistic price adjustment and aggregate output", *Review of Economic Studies*, Vol.49 No.4, pp.517~531.
- (37) Taylor, J. B., 1980, "Aggregate dynamics and staggered contracts", *Journal of Political Economy*, Vol. 88 No.1, pp.1~23.
- (38) Taylor, J. B., 1993, "Discretion versus policy rules in practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.39, pp.195~214.
- (39) Trabandt, M., 2009, "Sticky information vs. sticky prices: A horse race in a DSGE framework", *Sveriges Riksbank Working Paper No. 209*.
- (40) Walsh, C. E., 2003, *Monetary Theory and Policy*, MIT Press, 2nd edition.
- (41) Woodford, M., 2003, *Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy*, Princeton University Press.

附录一：数据序列的筛选

要比较四个模型在中国数据下的参数估计值及拟合差异，由于相近的候选可用原始数据有多列，得到所需变量的数据处理方式也多样，要找到一个能很好区分其优劣的方法并不容易。如果将所有候选数据组及各种处理方法依次组合都用到四个模型进行比较又非常繁琐，也无必要。通过选择代表性模型逐一试用，比较候选数据组及处理方法的估计结果来进行筛选，再将其统一应用到四个模型，就成为不是最好办法中的不差方法。之所以选 DS 模型为代表，是由于它在四个模型中最具涵盖性：MR 模型和 NK 模型只是其特例；比 HY 模型只多了一项滞后预期项（系数 ζ_2 ）。

代表性模型 DS 的参数估计和拟合结果

	γ	ϕ	R^2	Var_e
CPI, s, y_nipa in VAR, QD; mc=s	0.357 (0.1327, [0.152, 0.552])	0.228 (0.0900, [0.129, 0.543])	0.749	0.218
CPI, s, y_va in VAR, QD; mc=s	0.383 (0.1337, [0.184, 0.583])	0.200 (0.0824, [0.103, 0.500])	0.763	0.206
RPI, s, y_va in VAR, QD; mc=s	0.384 (0.1406, [0.180, 0.633])	0.184 (0.0793, [0.064, 0.462])	0.754	0.224
GDP-def, s, y_va in VAR, QD; mc=s	0.388 (0.1203, [-0.393, 1.554])	0.134 (0.0474, [-0.118, 0.393])	0.831	0.177
GDP-def, s, y_va in VAR, HP; mc=s	0.368 (0.1076, [-0.344, 1.373])	0.129 (0.0487, [-0.100, 0.382])	0.806	0.202
CPI, s, y_nipa in VAR, QD; mc=y_nipa	0.808 (0.0233, [0.775, 0.877])	0.489 (0.0975, [0.403, 0.884])	0.706	0.256
CPI, s, y_va in VAR, QD; mc=y_va	0.810 (0.0177, [0.783, 0.867])	0.396 (0.0922, [0.270, 0.781])	0.738	0.227
RPI, s, y_va in VAR, QD; mc=y_va	0.811 (0.0183, [0.785, 0.872])	0.389 (0.0923, [0.237, 0.702])	0.725	0.250
GDP-def, s, y_va in VAR, QD; mc=y_va	0.798 (0.0166, [0.773, 0.858])	0.350 (0.0783, [0.091, 0.458])	0.784	0.226
GDP-def, s, y_va in VAR, HP; mc=y_va	0.600 (0.0136, [0.583, 0.649])	0.084 (0.0395, [-0.003, 0.147])	0.917	0.086

注①：样本期间为 1996Q1 至 2014 年 Q2。由于中国可用的样本数据的时间序列不够长，置信度为 0.95 的置信区间较宽，为使估计更有现实参考意义，需将置信区间适当收窄。在无法搜集到更长时间序列数据的情况下，本文选择将显著性水平提高一倍，即综括号“[]”代表的是置信度为 0.9 的置信区间。括号“()”中综括号前是 p 值。第一步 VAR(3)包含通货膨胀率、劳动者收入份额和产出缺口等 3 个变量，滞后三阶依据的是 BIC 准则；VAR 估计的初始时间往后延长 0.25 (K-1) 个时段，k=12（参照 Dapor et al. 2010），所以 VAR 样本期间为 1993Q2 至 2014Q2。

注②：第一列分号前的字段表示估计过程中第一步 VAR 中除总是包含的通胀率及劳动者收入份额（s）外的第三个变量是产出

缺口 (y_{nipa} 或 y_{va})；计算通胀的不同价格指数包括消费者价格指数 (CPI)、零售价格指数 (RPI)、GDP 平减指数 (GDP_def)；作为真实边际成本缺口代理变量的劳动收入份额 (s) 以及同样可作为其代理变量的将通过二次去势 (QD) 或 HP 滤波按支出法计算的 GDP 得到的产出缺口 (y_{nipa}) 或按生产法计算的 GDP 得到的产出缺口 (y_{va})。第一列分号后的字段表示在第二步的估计中分别用劳动收入份额及产出缺口作为实际边际成本缺口的代理变量。第二列是每期不调整价格的企业占有企业中的比例，即价格粘性程度 (γ)。第三列是每期调整价格的企业中没有更新信息的企业占比，即信息粘性程度 (ϕ)。第四列是双粘性模型的拟合优度 (R^2)。第五列是模型通胀预测序列与实际通胀序列间差距的标准差 (Var_e)。

原始数据组及数据处理方法的比较筛选步骤如下：首先从行来看。第二、三行，主要区别是 VAR 中用 y_{nipa} 还是用 y_{va} ，在 p 值相当的情况下 Var_e 和 R^2 两项指标都显示后者优于前者，这个初步结论可以从比较第七、八行的前述指标得到进一步确认。选定 y_{va} 后，从第三、四行及第八、九行的前述指标又可以很快发现，CPI 优于 RPI。然后比较第三、五行及第八、十行，前述指标都显示 GDP_def 优于 CPI。接下来比较第五、六行和第十、十一行，这次不再那么幸运，QD 和 HP 都有相对更好的表现。下面分区来看。笔者已根据估计结果将上表分为上下两区，明显差异是：用劳动收入份额和产出缺口分别作为真实边际成本缺口的代理变量，由点估计得到的粘性系数，在各种其他相应组合下，后者总是大于前者一倍左右。进一步观察还能发现，在同等置信水平下，第二列下半部分已估参数的置信区间明显比上半部分要窄，且第三列上下部分的置信区间没有明显差异，从这些角度来看，产出缺口优于劳动收入份额作为前述代理变量。

附录二：DSGE 模型中的双粘性植入

从正文中不难看出，双粘性模型确有其存在价值，但中国数据的估计结果差强人意，而且嵌套双粘性和混合新凯恩斯模型后中国数据并没有同美国数据一样，选择双粘性模型。可见，非常适用美国特点的双粘性模型不那么适合中国。因而笔者思忖：是否双粘性模型的这种嵌套方式过于简单机械？能否将双粘性模型构建得更有微观基础些？不妨这么处理：企业分为零售和批发或称最终品和中间品的两个部门，不同以往设定其一为垄断竞争另一为完全竞争，而是假设都为垄断竞争（这个假设可能更符合中国实际），两部门分别按价格粘性和信息粘性设定价格。哪个部门按哪种方式设定更合理，可依次实证比对，这些工作并非本文重点，而是留待以后。此处，笔者首先提出这种具有微观基础和内在逻辑一致性的能将双粘性有机融进 DSGE 模型的想法。下面完整叙述建模过程。

模型包括家庭、企业、政府、金融机构等部门。就本附录的目的而言，暂时忽略其他部门，只考虑家庭和企业这两大部门。家庭消费商品 (C)，并提供劳动 (N)，效用为 $U(C, N)$ 。企业分为最终品生产部门 (Y_i) 和中间品生产部门 (Y_{ij})。家庭的消费品由企业中的最终品部门提供，最终品部门须从中间品部门购买原材料。中间品部门从家庭雇佣劳力。进一步设想市场环境如下：

- 1) 家庭 f 被动接受消费品价格，但对工资 (W_t) 有一定话语权，即劳动力市场垄断竞争；
- 2) 最终品厂商 i 确定消费品价格 (P_i)，为垄断竞争。原材料价格给定；
- 3) 中间品厂商 j 确定销售给最终品厂商 i 的原材料价格 (P_{ij})，是垄断竞争。工资给定。

通过上述三个假设，可以将粘性工资、粘性价格和粘性信息理论有机融为一体，其实质在于构建一个价格刚性理论下的异质性预期模型。为更好完成本节主旨且为描述简便，放松第一个假设为自由竞争，只考虑最终品销售市场和中间品销售市场为垄断竞争的情况，且基于对企业的定性了解，先假设最终品厂商在销售其产品时存在信息粘性，而中间品厂商的销售环节存在价格粘性。

(一) 家庭

考虑标准化后的多个同质、无限存活的家庭，代表性家庭的瞬时效用函数为： $U(C_t, N_t)$ 。消费指数 $C_t \in [0, 1]$ ，定义为： $C_t \equiv (\int_0^1 C_{it}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ 。其中 C_{it} 是不同消费品（售价 P_{it} ，总价格指数 P_t ）， ε 是其不变替代弹性。家庭部门按标准的新凯恩斯模型构建，所以直接给出后文要用到一个消费需求方程：

$$C_{it} = (P_{it} / P_t)^{-\varepsilon} C_t. \quad (1)$$

(二) 企业

企业包括最终品和中间品这两个生产部门，且都处于垄断竞争的环境，因而所有企业异质。最终品部门的总产品 Y_t 由各家最终品生产企业 i 根据 CES 函数加总而来，即： $Y_t \equiv (\int_0^1 Y_{it}^{(\varepsilon-1)/\varepsilon} di)^{\varepsilon/(\varepsilon-1)}$ ，一般均衡时有： $Y_{it} = (P_{it} / P_t)^{-\varepsilon} Y_t$ 。

每家最终品企业 i 的产出 Y_{it} （售价 P_{it} ），定义为： $Y_{it} \equiv (\int_0^1 Y_{ijt}^{(\eta-1)/\eta} dj)^{\eta/(\eta-1)}$ ，其中 Y_{ijt} 是不同投入品，也即中间品部门的不同产品（售价 P_{ijt} ，类似于 PPI 的中间品价格指数为 p_{jt} ）， η 是其不变替代弹性。下面求最终品部门对中间品部门的需求函数。

给定最终品厂商 i 的预算支出 Ω_{it} ，最大化产出 Y_{it} ，即：

$$\begin{aligned} \max_{Y_{ijt}} & (\int_0^1 Y_{ijt}^{(\eta-1)/\eta} dj)^{\eta/(\eta-1)}, \\ s.t. & \int_0^1 P_{ijt} Y_{ijt} dj \leq \Omega_{it}. \end{aligned}$$

一阶条件为， $Y_{it} = \Omega_{it} \times (\int_0^1 P_{ijt}^{1-\eta} dj)^{1/(\eta-1)}$ 。

定义： $P_{jt} \equiv \Omega_t |_{Y_{it}=1}$ ，即均衡时中间品价格指数为最终品厂商为每单位产品的成本支出。

所以， $\int_0^1 P_{ijt} Y_{ijt} dj = \Omega_{it} = P_{jt} Y_{it}$ 。则：

$$Y_{ijt} = [(P_{ijt} / P_{jt})^{-\eta} Y_{it}. \quad (2)$$

为了使建模过程更清晰,先看两部门虽然都垄断竞争但最终品部门不存在信息粘性和中间品部门不存在价格粘性即完美信息价格弹性下的最优定价。

I. 完美信息和价格弹性

最终品部门的目标函数和约束条件是:

$$\begin{aligned} \max_{P_{it}} P_{it} Y_{it} - \int_0^1 P_{ijt} Y_{ijt} dj &= P_{it} Y_{it} - P_{jt} Y_{it}, \\ s.t. \quad Y_{it} &= (P_{it} / P_t)^{-\varepsilon} Y_t. \end{aligned}$$

求一阶条件即可解出最终品厂商 i 的最优销售价格 P_{it} :

$$P_{it} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} P_{jt}. \quad (3)$$

中间品部门的目标函数和约束条件是 (生产函数 $Y_{ijt} = A_t N_{ijt}^\alpha$, $0 < \alpha \leq 1$) :

$$\begin{aligned} \max_{P_{ijt}} P_{ijt} Y_{ijt} - W_t N_{ijt}, \\ s.t. Y_{ijt} &= (P_{ijt} / P_{jt})^{-\eta} Y_{it}. \end{aligned}$$

求一阶条件即可解出中间品厂商 j 的最优销售价格 P_{ijt} :

$$P_{ijt} = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{W_t N_{ijt}}{\alpha Y_{ijt}}. \quad (4)$$

根据假设,劳动是同质的,所以 $N_{ijt} = N_t$, 且在均衡时,所有最终品厂商定价一样,所有中间品厂商定价相同,即: $P_{it} = P_t$, $P_{ijt} = P_{jt}$ 。所以,最终品部门完美信息和中间品部门价格弹性下的总价格水平为:

$$P_t = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{W_t N_{ijt}}{\alpha Y_{ijt}}. \quad (5)$$

它由三个部分构成,分别是最终品部门的成本加成,及中间品部门的成本加成和边际成本。

II. 粘性信息和粘性价格

在定价过程中存在信息粘性特征(粘性程度参数 ϕ)的最终品部门的目标函数和约束条件是(贴现系数 $Q_t = 1/(1+i_t)$, i_t 是利率) :

$$\begin{aligned} \max_{P_{it}^h} \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-h} [Q_t (P_{it}^h Y_{it} - \int_0^1 P_{ijt} Y_{ijt} dj)], \\ s.t. \quad Y_{it} &= (P_{it}^h / P_t)^{-\varepsilon} Y_t. \end{aligned}$$

回顾上文,粘性信息假设下所有最终品生产厂商都会调整价格,只是更新信息有别,因而它相当于静态求解最优定价的问题,一阶条件容易解得:

$$P_{it}^h = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} E_{t-h} P_{jt}. \quad (6)$$

在定价过程中存在价格粘性特征（粘性程度参数 γ ）的中间品部门调整价格企业的目标函数和约束条件是：

$$\begin{aligned} \max_{P_{ijt}^*} \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k E_t [Q_{t,t+k} (P_{ijt}^* Y_{ijt+k|t} - TC_{ijt+k|t}^n (Y_{ijt+k|t}))], \\ s.t. \quad A_{t+k} N_{ijt+k}^\alpha = Y_{ijt+k|t} = (P_{ijt}^* / P_{jt+k})^{-\eta} Y_{it+k}. \end{aligned}$$

其中字母“TC”表示总成本，上标“n”表示名义变量；下文将出现的“MC”表示边际成本，上标“r”表示实际变量。一阶条件，经较为繁琐的代数运算后，可得：

$$P_{ijt}^* = \frac{\eta}{\eta - 1} \frac{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\gamma\beta)^k C_{t+k}^{1-\sigma} P_{t+k}^\varepsilon P_{it+k}^{-\varepsilon} P_{jt+k}^\eta MC_{t+k|t}^r}{E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\gamma\beta)^k C_{t+k}^{1-\sigma} P_{t+k}^{\varepsilon-1} P_{it+k}^{-\varepsilon} P_{jt+k}^\eta}. \quad (7)$$

其中， β 是家庭的主观贴现系数， σ 是家庭消费的跨期替代弹性。推导（7）式还用到了从家庭部门最优条件得到的等式： $1/(1+i_t) = Q_t = \beta^k (C_{t+k}/C_t)^\sigma (P_t/P_{t+k})$ 。当 $\varphi=0$ 时，式（6）退化为完全信息最优定价式（3）；当 $\gamma=0$ 时，式（7）退化为弹性最优定价式（4）。

（三）对数线性化

对式（7）作对数线性化较为复杂，出于方便读者将其与标准新凯恩斯粘性价格定价方程对比的考虑，我们给出了这种形式，但若作对数线性化，则从它的“双胞胎”式子入手更为简便，该式为：

$$\sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k E_t \{ Q_{t,t+k} Y_{ijt+k|t} [P_{ijt}^* - \eta/(\eta-1) MC_{ijt+k|t}^n] \} = 0.$$

$$\text{对上式稍作变换，} \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k E_t \{ Q_{t,t+k} Y_{ijt+k|t} [P_{ijt}^* / P_{t-1} - \eta/(\eta-1) MC_{ijt+k|t}^r \Pi_{t-1,t+m}] \} = 0.$$

其中， $MC_{ijt+k|t}^r = MC_{ijt+k|t}^n / P_{t+k}$ ； $\Pi_{t-1,t+k} \equiv P_{t+k} / P_{t-1}$ 。

在稳态一定有： $Q_{t,t+k} = \beta^k$ ； $Y_{ijt+k|t} = Y_{it}$ ； $P_{ijt}^* / P_{t-1} = 1$ ； $MC = (\eta-1)/\eta$ 。

因而，对数线性化后中间品部门中调价企业的定价方程为（小写字母 $x_t = \ln X_t - \ln X$ ）：

$$p_{ijt}^* = (1-\gamma\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\gamma\beta)^k E_t [(mc_{t+k|t}^r - mc) + p_{t+k}].$$

中间品市场的价格总水平方程（类似于批发价格指数）：

$$p_{jt} = \mathcal{P}_{jt-1} + (1-\gamma) p_{ijt}^* = (1-\gamma) \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k p_{ijt-k}^*,$$

最终品部门粘性信息定价方程： $p_{it}^h = E_{t-h} p_{jt}$,

总价格水平方程： $p_t = (1-\varphi) \sum_{h=0}^{\infty} \varphi^h p_{it}^h$,

结合上述四个方程，得到总价格水平的完整表达式：

$$p_t = (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-h} (1-\gamma) \sum_{k=0}^{\infty} \gamma^k (1-\gamma\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\gamma\beta)^k E_{t-k} [(mc_t^r - mc) + p_t]. \quad (8)$$

下面推导通胀方程。由总价格水平方程及最终品部门粘性信息定价方程可得：

$$\begin{aligned} p_t &= (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-h} p_{jt} \\ &= (1-\phi) p_{jt} + (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^{h+1} E_{t-1-h} p_{jt} \end{aligned}$$

$$\text{滞后一期： } p_{t-1} = (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-1-h} p_{jt-1}。$$

两式相减同时用到 p_t 第二个等式，得到：

$$\pi_t = (1-\phi) p_{jt} + (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-1-h} \Delta p_{jt} - (1-\phi)^2 \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-1-h} p_{jt}$$

其中 $\Delta p_{jt} = p_{jt} - p_{jt-1}$ 。定义： $mc_t^r = (w_t - p_t) - mpn_t$ 。其中 mpn_t 是中间品部门劳动的边际产出。进一步可得： $mc_t^r = (w_t - p_t) - (1/\alpha)[a_t - (1-\alpha)y_{it}] - \ln \alpha$ ，其中 $a_t = \ln A_t$ 。

所以， $mc_{t+k|t}^r - mc_{t+k}^r = [(1-\alpha)/\alpha](y_{ijt+k|t} - y_{it+k})$ 。简化起见，假设 $\alpha=1$ ，这意味着 $mc_{t+k|t}^r = mc_{t+k}^r$ ，所以有：

$$p_{ijt}^* = (1-\gamma\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\gamma\beta)^k E_t [(mc_{t+k}^r - mc) + p_{t+k}].$$

提出 $k=0$ 项，写成迭代形式： $p_{ijt}^* = \gamma\beta E_t (p_{ijt+1}^*) + (1-\gamma\beta)(mc_t + p_t)$ 。其中， $mc_t = mc_t^r - mc$ ，表示真实边际成本缺口。

$$\text{由 } p_{jt} = \mathcal{P}_{jt-1} + (1-\gamma)p_{ijt}^*, \text{ 可得： } \Delta p_{jt} = (1-\gamma)(p_{ijt}^* - p_{jt-1})$$

经过进一步代数运算后，有：

$$\Delta p_{jt} = \frac{\gamma\beta}{1-\gamma(1-\gamma)\beta} E_t \Delta p_{jt+1} + \frac{(1-\gamma)(1-\gamma\beta)}{1-\gamma(1-\gamma)\beta} [mc_t + \iota_t]$$

其中， $\iota_t = p_t - p_{jt-1}$ ，表示价格总水平与上一期批发价格总水平的差额。结合迭代期望法则，通胀方程因而又可写成：

$$\begin{aligned} \pi_t &= (1-\phi) p_{jt} \\ &+ (1-\phi) \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-1-h} \left\{ \frac{\gamma\beta}{1-\gamma(1-\gamma)\beta} \Delta p_{jt+1} + \frac{(1-\gamma)(1-\gamma\beta)}{1-\gamma(1-\gamma)\beta} [mc_t + \iota_t] \right\} \quad (9) \\ &- (1-\phi)^2 \sum_{h=0}^{\infty} \phi^h E_{t-1-h} p_{jt} \end{aligned}$$

上述是将双粘性系统有机植入 DSGE 模型的核心工作，至此已完成，并得到了一个通胀方程。如前所述，一般均衡框架内的理论分析及实证研究留待以后，此处尝试率先提出这种有机植入的思想。