

# 成本冲击与价格粘性的非对称性

——来自中国微观制造业企业的证据

陆 旻\*

**摘 要** 本文在状态依存模型框架内,估计了中国制造业企业价格粘性的非对称性和异质性。结果显示制造业产品的价格粘性具有非对称的特征,同时企业的“异质性”也影响了产品的价格粘性。根据价格粘性理论,存在价格粘性时,货币是“非中性”的,通过调整货币数量能够影响短期内的产出。然而,由于价格粘性的非对称性,在通货膨胀时期,央行为了抑制通胀而采取的紧缩性货币政策将更多地表现为产出减少,而非价格水平下降;相反,为提高产出而实行的扩张性货币政策将更多地表现为价格水平上升,而非产出水平提高。只有通货紧缩时期,价格粘性的非对称性出现反转,扩张性货币政策在短期内才更有效。

**关键词** 价格粘性,状态依存定价模型,成本冲击

## 一、引 言

在短期内,货币冲击对宏观经济的影响程度将取决于价格对冲击的敏感性。微观定价的经验证据可以帮助我们判断货币冲击的实际效果,但相关文献十分有限(Taylor, 1999)。同时,对微观价格的不同假设,也是区分新古典宏观经济学和新凯恩斯宏观经济学的关键。前者认为,价格受到冲击时能够及时调整,那么扩张性货币政策只会引起宏观通货膨胀,并不能引起产出的变动;后者则认为,由于存在长期合同和菜单成本,价格并不能对冲击做出充分响应,因此价格具有粘性特征。在价格粘性的条件下,货币政策能够影响产出并且能够在经济周期中发挥作用。事实上,利用各国微观价格数据和微观企业数据,越来越多的经验证据表明:微观层面的名义价格的确存在粘性(例如,Álvarez *et al.*, 2006; Hannan and Berger, 1991; Kashyap,

---

\* 中国社会科学院人口与劳动经济研究所。通信地址:北京市朝阳区曙光西里 28 号中冶大厦 10 层, 100028;电话:(010)59868182;E-mail:luyang2002@cass.org.cn。本文获得中国金融四十人·青年论坛 2011 年度内部课题资助,在此表示感谢。此外,作者还要特别感谢中国人民大学经济学院聂辉华教授对本文提供的启发性修改建议,以及中国金融四十人论坛与会学者和两位匿名审稿人对本文提出的建设性修改意见。文责自负。

1995),同时,名义价格调整具有非对称性特点,即向上的价格粘性与向下的价格粘性存在差异(例如,Arbatskaya and Baye, 2004; Buckle and Carlson, 2000a; Hannan and Berger, 1991)。不过到目前为止,我们仍然对中国的价格粘性以及那些影响中国企业价格调整的因素知之甚少。

本文采用“中国人民银行企业微观调查数据”,该数据主要针对2007—2009年上半年金融危机时期的企业经营环境与融资问题进行了微观调查。该数据覆盖了全部30个制造业行业,共2058个企业调查数据,调查内容包括企业价格变化、原材料成本变化的定性信息,以及一些描述企业当前收入状况和融资状况的其他信息。因此,我们可以估计中国微观企业价格对成本和需求冲击的敏感性。我们试图在以下三个方面有所贡献:

第一,由于调查数据中的价格变化和原材料价格变化是定性数据(价格上升、价格不变、价格下降),因此我们选择Logit模型估计企业在面对成本上升(或下降)时,企业价格上升(或下降)的可能性(概率)。如果成本冲击或需求冲击使企业向上调价的概率大于向下调价的概率,或者说,企业向上调价的可能性更大,那么我们就认为价格具有相对的向下粘性;反之,如果企业向下调价的可能性更大,那么我们就认为价格具有相对的向上粘性。因此,根据经验分析,我们很容易判断中国制造业企业产品价格的向上粘性和向下粘性是否存在非对称性。研究目的在于,如果中国制造业企业产品向下的价格粘性大于向上的价格粘性,那么我们就很容易解释:中国为什么在选择扩张性货币政策时,宏观经济更多地表现为通货膨胀上升,而实际产出增加并不明显;相反,当采用紧缩性货币政策时,宏观经济更多地表现为产出下降,而预期达到的降通胀的目标很难实现。

第二,估计价格粘性在不同规模的企业之间是否存在“异质性”。因为菜单成本中包含了相同的“一次性支出”成本,这类成本与企业规模无关,在理论上,“大企业”调整价格会更加频繁,面对成本和需求冲击,“大企业”调价的可能性也会更大。因此我们关注的问题是,随着企业规模的扩大,价格粘性是否逐渐降低。如果事实如此,在大企业比重高的市场中,货币政策对产出的影响会更小。相似的问题是,在寡头市场中,企业可以通过市场势力(例如,成本加成的方式)来抵消货币政策效应对企业的限制,进而货币政策变得无效(Migliardo, 2012)。因此,价格粘性的“异质性”不仅体现在企业规模上,还将体现在企业的市场结构和市场势力等方面。

第三,由于“中国人民银行企业微观调查数据”的数据时期为2007—2009年上半年(金融危机时期),其中涵盖了一个通货膨胀时期(2007—2008年上半年)和一个通货紧缩时期(2008年下半年—2009年上半年)。在一些文献中提到,价格粘性的非对称性取决于通货膨胀(Ball and Mankiw, 1994; Buckle and Carlson, 2000a)。为此,我们分别对通胀时期和通缩时期企业对原材料价格冲击的非对称响应进行了估计,我们发现价格粘性的非对称性并

不是固定不变的，在很大程度上还将取决于通货膨胀水平。在通货膨胀时期，企业具有相对的向下价格粘性；相反，在通货紧缩时期，企业具有相对向上的价格粘性。其中隐含的政策含义是，在通货膨胀时期，央行为了抑制通货膨胀而采取的紧缩性货币政策将更多地体现为短期内产出减少，而不是价格水平下降；相反，央行为提高产出而实行的扩张性货币政策将更多地体现为短期内价格水平上升，而不是产出增加。也就是说，如果宏观经济处于通胀时期，即使在短期内，货币政策的效果也将十分有限。只有当宏观经济处于通货紧缩时期，因为价格粘性的非对称性出现“反转”，扩张性货币政策在短期内的效果才更加明显。

本文的结构安排如下：第二部分是有关价格粘性问题的文献综述，包括如何选择价格粘性模型和现有文献的估计方法与估计结果。第三部分主要对“中国人民银行企业微观调查数据”的数据结构和特点进行描述，以及对主要变量进行统计描述。第四部分是本文的经验分析部分，主要采用 Logit 模型对价格粘性的“非对称性”和“异质性”进行估计。由于此前成本冲击的主变量是“原材料成本”，为了进一步验证“工资成本”变动导致的价格粘性问题，我们在第五部分将对此做出检验。第六部分是模型结论的稳健性分析。第七部分是本文的结论和不足。

## 二、文献综述

在现有的文献中，价格粘性模型可以分成两类：时间依存模型（time-dependent model）和状态依存模型（state-dependent model）。其中，在时间依存模型中，企业的价格调整并不依赖于企业的“状态”，而只是按照某一个“固定”的时间进行调价（例如，Taylor, 1980），或按照“随机”的时间调整价格（例如，Calvo, 1983），因此，在时间依存模型中价格变化是外生的。特别是，在没有到达调价时点之前，即使企业状态或外部经济环境发生变化，产品价格也会保持不变，进而价格具有了粘性特征。但是，在状态依存模型中，价格变化是内生的，产品名义价格是否需要调整完全取决于企业目前的“状态”（例如，Barro, 1972）。企业状态主要包括，成本和需求的变动。例如，Apel *et al.* (2005) 对企业调价的原因进行调查时发现，需求和成本是企业调价的最主要原因，其次是竞争者的价格变动。但是，调整价格也需要引起新增成本——“菜单成本”，包括收集相关信息、重新印制价格目录等所产生的费用。因此，在任何一个时点上，根据调价的成本和收益，企业将决定是否改变价格。如果调整价格后的收益不足以抵消调价本身付出的成本，那么即使成本和需求发生变化，企业也会选择维持现状。企业是否决定调价是一个最优选择的结果，但是，当成本变动时企业如果选择维持原价，则价格就具有了粘性。

从经济学角度来看,状态依存模型比时间依存模型更具吸引力,因为状态依存模型具有更强的微观基础,然而,时间依存模型却在文献中更受欢迎(Dias, 2007)。存在这一现象最重要的原因:首先,采用时间依存模型时,相关数据更容易获得。验证一种或几种微观价格波动的频率和持续时间,可以“绕开”企业数据(Lein, 2010)。<sup>1</sup>其次,在没有特殊的宏观经济冲击时,企业大多采用时间依存定价法则。例如Apel *et al.* (2005)对瑞典企业的一项调查发现,在通常情况下,44.8%的企业按照时间依存法则调整价格;47%的企业根据状态依存法则定价;如果出现宏观经济事件时,68.9%的企业倾向于根据状态依存法则定价;然而,当冲击足够大时,企业将完全脱离时间依存定价模式。因此,当企业面对某种单一冲击或宏观经济冲击时,状态依存定价法则在分析企业的价格粘性方面更具优势。

由于缺少成本数据,从时间依存定价法则出发,很多测量价格粘性的方法都是间接的。这些研究通常采用价格变化的频率、调价间隔之间持续的时间,等等。例如,Kashyap (1995)对12种零售商品在35年中的价格变化幅度、频率、同步性进行了估计,发现大多数情况下名义价格在一年以上保持不变。此类研究存在的最大缺陷是,不能将价格变动数据与成本和需求数据相匹配,因此也就不能检验:这些价格变动的频率和幅度是否与企业特定时点上成本和需求的变化相关,或者说,价格维持不变的原因是否源于企业的“状态”也没有发生改变。正如Levy *et al.* (2002)根据多项研究结果指出:采用价格和成本数据可以使我们对价格粘性有更丰富的理解。如果价格不随成本和需求条件的变化而改变,那么价格就产生了粘性。

事实上,价格粘性理论主要依赖于调价成本(菜单成本)。价格调整时产生的“菜单成本”已经成为垄断竞争市场中价格粘性的一种常见的解释。菜单成本包括,在决定和执行调价的过程中所产生的管理成本、技术成本和信息成本。很多经验分析都试图发现:由于存在菜单成本,企业在面对成本和需求冲击时,价格调整存在粘性。两篇文献(Levy *et al.*, 1997; Owen and Trzepakcz, 2002)提供了“菜单成本”引起价格粘性的经验证据。他们的分析思路是,由于美国不同地区价格法的差异会引起企业“规制环境”的差别,进而他们用不同的价格规则代表价格变动成本,发现调价成本越高则价格粘性越强。另一类文献(Levy *et al.*, 2010)通过假期调价成本解释价格粘性。他们的分析思路是,由于在节假日零售业通常更为繁忙,在节假日中的调价成本将会增加,因此采用类似“自然试验”的方法可以检验“节假日”与“普通日”在产品价格变动频率上的差别。从而发现由于更高的菜单成本,在

<sup>1</sup> 同样,之所以很多研究没有发现状态依存定价的足够证据,是因为在其他常用的数据集中成本数据不可得(Lein, 2010)。Eichenbaum *et al.* (2011)发现,一旦在分析中纳入成本因素,状态依存定价法则的证据就会非常明确。

节假日期间产品价格粘性更强。

在菜单成本理论的基础上，一些文献也检验了（除成本需求因素之外）企业异质性与价格粘性之间的关系。例如，Buckle and Carlson（2000b）认为，如果菜单成本对企业的影响并非微不足道，那么大企业在调价过程中可以获得更多好处，因此，大企业比小企业调价更频繁。他们采用新西兰企业数据对此进行验证，结果支持了这一假说：随着企业规模扩大，调价的持续时间在不断下降；同时，面对成本和需求上升，大企业比小企业更有可能提高产品价格。虽然Buckle and Carlson（2000b）发现小企业和大企业在定价行为上的差异，但同样在模型中由于缺少重要的企业特征信息使分析结果有待进一步验证。

除了价格粘性可能存在异质性之外，价格粘性还存在非对称性。Peltzman（2000）研究发现，与价格向下调整相比，成本冲击与价格向上调整的相关性更强；特定冲击或宏观冲击对企业价格的影响是非对称的（Tobin，1972）；很多情况下，名义价格调整的非对称性取决于通货膨胀水平（Ball and Mankiw，1994）；在经验研究中发现，与价格向上粘性相比，价格向下粘性更强（Arbatskaya and Baye，2004）。值得注意的是，如果价格的向上粘性与价格的向下粘性存在差异，那么货币政策对经济产生的影响也将是非对称的。特别是，如果价格的向下粘性更强，那么隐含的政策含义就非常明显：与紧缩性货币政策相比，扩张性货币政策将更多地带来物价上涨而非产出增加；相反，紧缩性货币政策将更多地作用于产出，而对通货膨胀的抑制作用则相对有限。因此，当价格具有更明显的向下粘性时，货币政策很难达到预期的效果。然而，在价格向上粘性相对更强的情况下，在短期内采用货币政策对于治理通胀和抑制经济周期都有相对更好的效果。因此，分析成本和需求冲击对中国制造业企业价格变动的影响，将有助于我们更深入地理解宏观货币政策对经济的真实影响，但是相关研究还很有限。在近期的文献中，徐建炜等（2012）<sup>2</sup>估算了中国劳动力市场的名义工资粘性程度，并发现中国的名义工资粘性相对较低。然而，在通常情况下，名义工资粘性更多地与失业相关。产生真实产出波动的必要条件是名义价格粘性。我们有必要对中国制造业企业的工资成本变动和原材料成本变动所带来的价格变化可能性进行分析。

### 三、模型和数据说明

#### （一）模型和方法

在文献中价格粘性的分析框架有三类：第一，间接地通过价格变动的频

<sup>2</sup> 徐建炜、纪洋、陈斌开，“中国劳动力市场名义工资粘性程度的估算”，《经济研究》，2012年第4期，第64—76页。

率来检验价格粘性；第二，间接地通过价格调整之间的持续时间来检验价格粘性；第三，直接检验成本和需求变动时价格变动的可能性。前两个分析框架非常相似，主要思路都是通过微观商品价格自身的变化来解释价格粘性，但是这种分析框架存在的问题也非常明显，因为我们并不清楚价格变动的频率或持续时间究竟是由什么因素引起的。例如，在一个特定时期内，产品A的价格没有变化，但产品B的价格却变动频繁，但是简单地认为产品A的价格粘性强于产品B的价格粘性将存在很大问题，因为我们并不了解企业的状态因素是否改变，或者说，在很大程度上产品B价格变动频繁的原因是其成本发生了频繁变动，而产品A的价格没有变化是因为其生产成本也没有改变。相比之下，第三种方法可以克服这类问题，优点在于可以直接对价格粘性做出检验。正如 Carlton and Perloff (1994) 的定义：“当价格并没有随成本和需求的变化而变动，那么就出现了价格刚性。”事实上，在通过成本变动观测价格是否发生调整（价格粘性）的过程中，成本因素是我们的主要兴趣变量。但同时，除了成本因素外，企业是否调整价格也会受到企业自身和企业所处市场环境等因素的影响，例如，市场竞争程度（市场势力、市场集中度）、企业规模、产权结构等，这些企业层面的异质性也将影响价格粘性。

第一，当面对成本上升时，企业可以选择维持原价或者将成本的变化完全转嫁。但是转嫁成本的能力要取决于企业的市场势力。市场势力反映了企业定价的能力，在文献中通常用赫芬达尔指数（Herfindahl Index）或者成本加成（Markup）表示。一般来说，市场结构（市场集中度）与市场势力之间是正相关关系，两者一起反映了市场的竞争程度。价格粘性理论指出：市场结构同样影响企业调价的可能性。例如，Akerlof and Yellen (1985) 发现，在面对成本冲击而没有调整产品价格所造成的利润损失中，垄断企业的损失要低于伯特兰双寡头的损失。很多经验分析也同样发现了市场结构对价格粘性产生了影响，即在集中度更高的市场中价格调整的频率更低。例如，Carlton (1986) 发现，在集中度越高的市场中价格粘性越强。Hannan and Berger (1991) 发现在集中度高的市场中存款利率的价格刚性越强，其中市场集中度由赫芬达尔指数表示。Arbatskaya and Baye (2004) 在分析市场结构对利率调整决策的影响时发现，与竞争者数量在10个以上的企业相比，当企业面对的竞争者数量在10个以下时，企业调整利率的可能性相对更低，他们的结论是，更高的市场集中度将导致更强的价格刚性。由此可见，市场竞争程度是价格刚性的一个重要影响因素，需要在模型中加以控制。

第二，Levy *et al.* (1997) 认为企业调整价格所产生的最主要的成本是管理者收集相关信息做出定价决策时所付出的时间和精力。虽然调整价格所产生的总成本，包括印制价格表、标签和商品目录单，以及对新信息进行宣传，在不同企业规模之间存在差异（例如，企业产出越大，就越需要给经销商分发更多的产品目录），然而，不论企业规模大小，一次性成本都十分相似。菜

单成本中包含“一次性成本”，并且这些“一次性成本”很可能与企业规模无关。如果菜单成本对企业的影响并非微不足道，那么大企业在调价过程中可以获得更多好处，因此，与大企业相比，小企业将表现出更强的价格粘性 (Buckle and Carlson, 2000b)。Hannan and Berger (1991) 采用银行资产的自然对数表示企业规模，检验银行调价的决定是否随着银行规模发生系统性变化，最终他们还发现小企业具有更强的价格粘性。为了控制企业规模对价格粘性的影响，在模型中我们需要加入企业规模变量。

此外，产权结构（所有制类型）、行业类型、地理位置等因素也会影响企业是否调整价格。因此，在模型中同样需要加入这些影响因素。由于在中国人民银行企业调查数据中，价格变动为定性数据。我们不能直接采用线性回归模型作为估计方法，而是需要采用 Logit 模型检验成本变动时企业产品价格变动的可能性，模型形式如下：

$$\log[y_{it}/(1-y_{it})] = \alpha + \beta_1 \text{rival}_{it} + \beta_2 \text{ownership}_{it} + \beta_3 \text{location}_{it} + \beta_4 \text{control}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$\log[y_{it}/(1-y_{it})] = \alpha + \phi_1 r\_change_{it} + \phi_2 \text{size}_{it} + \phi_3 \text{markup}_{it} + \phi_4 \text{control}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

其中， $i$  代表企业； $t$  代表时期； $y_{it}$  是因变量，代表在每一时期内企业产品价格变动的可能性（包括价格上升和价格下降）；因此，模型中的因变量定义如下：

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & p_t = 1, \\ 1, & p_t = -1, \\ 0, & \text{otherwise.} \end{cases}$$

解释变量中  $r\_change_{it}$  代表原材料价格变动虚拟变量，如果原材料价格发生变动，则  $r\_change_{it} = 1$ ，否则  $r\_change_{it} = 0$ ； $size_{it}$  代表企业规模，我们用企业销售额的自然对数表示； $markup_{it}$  代表市场势力，我们用利润率近似表示； $rival_{it}$  代表企业面临的市场竞争程度，我们引入 6 个虚拟变量，分别代表企业的竞争者数量为 1、2、3、4—8、9—11、12 以上，其中，竞争者数量为 0 的垄断企业作为参照组； $ownership_{it}$  代表所有制类型，我们引入 3 个虚拟变量，分别为私营企业、股份制企业和外资企业，其中国有和集体企业作为参照组。 $location_{it}$  代表地区类型，我们引入 3 个虚拟变量，分别是“地级市”“县级市”和“乡村”，其中，“省会城市”为参照组。模型 (1) 和模型 (2) 基本相同只是侧重点不同，区别在于：模型 (1) 重点关注的是企业竞争程度和所有权对价格粘性的影响，因此原材料价格变动、企业规模、利润率等属于控制变量；模型 (2) 则重点关注成本变动对价格变动的的影响，模型 (2) 也是价格粘性的基本模型形式，因此控制变量中将包括企业的异质性因素。

需要强调的是,模型(1)和模型(2)中相同的控制变量是行业虚拟变量、省虚拟变量。

## (二) 数据来源

本文采用的数据来自中国人民银行企业调查数据——“危机时期企业经营环境与融资问题调查”。该项调查的目的是“了解2007年下半年以来的全球金融与经济危机给中国企业产生的影响,以及我国政府为应对危机采取的各种宏观政策对缓解企业困境起到的作用,特别是对疏缓企业融资困难所产生的影响”。调查问卷由两部分组成,第一部分是“企业概况”,这部分信息由企业的董事长或总经理填写;第二部分是“财务及员工基本情况”,其中“财务基本情况”由企业财务部门填写,“员工基本情况”由企业人事部门填写。问卷的调查时点是2009年下半年(9—11月),问卷中要求被访者填写企业在四个时间段内的信息:2007年全年、2008年上半年、2008年下半年和2009年上半年。原始调查样本共2058家企业,剔除了无效样本后共2029家企业。涵盖了中国8个省(陕西、广东、湖北、吉林、江苏、山东、四川、浙江)和30个二位代码的制造业行业(从“农副食品加工业”到“废弃资源和废旧材料回收加工业”)。样本中企业的所有制形式有7类:国有或国有企业(67家)、集体企业(16家)、私营企业(577家)、联营企业(4家)、股份制企业(1064家)、外资企业(包括港、澳、台)(289)、其他类型企业(11家)。其中,如果按照全部员工数量划分企业规模,员工人数在50人以下的企业有389家、50—100人(不包括100人)的企业有308家、100—200人(不包括200人)的企业有368家、200—500(不包括500人)人的企业有472家、员工人数在500人及以上的企业有399家。样本中“子公司”共有242家;“转制企业”336家。为了分析产品价格对企业成本和需求冲击的敏感性,我们从原始调查问卷中截取了主要指标:价格变化、原材料价格变化、工资数据等,这些指标在原始问卷中的表述见附表1。文章中除了通货膨胀率之外的所有指标都来自人民银行企业调查数据。

## (三) 变量和数据处理

(1) 产品价格变动( $p$ ):模型中的因变量选择“主要产成品销售价格变化”指标。该指标由五个选项代表企业在第 $t$ 时期主要产成品的价格增长率。1=价格下降超过15%;2=价格下降在0—15%;3=价格基本不变;4=价格上升0—15%;5=价格上升超过15%。为便于分析,我们将选项指标1—5进行赋值,分别给选项1、2、3、4、5赋值转换为:-2、-1、0、1、2。为了检验成本变动对价格变动的方向,我们进一步将价格变化的不同幅度(例如,1和2)转化为价格变化的方向(例如,1表示价格上升),进而将价格变化分为三类:1(价格上升)、0(价格不变)、-1(价格下降)。



(2) 工资变动 ( $w$ ): 根据问卷中的指标, 我们可以采用两种方法分别计算单位劳动力成本 ( $w-q$ )。第一种方法是, 根据问卷中财务基本情况表中, “主营业务收入”和“工资性费用”指标相除, 得到近似的平均单位劳动力成本。因为问卷中没有提供“产值”数据, 而“主营业务收入”或“销售收入”指标都与“产值”的口径存在差别, 特别是在金融危机期间, 年度生产的产品很可能由于滞销产生大量库存。因此, 用这个方法虽然能够直接计算出近似的单位劳动力成本, 但是数据会存在很大偏差。第二种方法是, 我们假定在短期内企业的劳动生产率不变, 即  $\dot{q} = 0$ , 单位劳动力成本增长率与工资增长率相等。此时, 我们可以采用“员工基本情况表”中的“生产工人平均工资(包括工资和奖金)(元/月)”指标和“管理和技术人员平均工资(包括工资和奖金)(元/月)”指标, 以及企业的“生产工人数量”和“管理和技术人员数量”四项指标计算出企业所有员工的“月平均工资”。由于问卷中一共涵盖了四个时期, 2007年全年、2008年上半年、2008年下半年和2009年上半年, 因此, 我们可以分别计算出2008年上半年—2009年上半年企业平均工资增长率  $w$ 。

(3) 原材料价格变动 ( $r$ ): 问卷中原材料价格增长率与产成品价格增长率相似, 都是由1—5选项表示, 同样, 为了分析方便, 我们将选项指标1—5进行标准转换, 分别给选项1、2、3、4、5赋值转换为: -2、-1、0、1、2。此外, 按照价格变化的方向重新赋值为-1(价格下降)、0(价格不变)、1(价格上升)。

(4) 需求变动 ( $d$ ): 调查问卷中并没有直接提供企业需求信息, 通常情况下企业订单数量的变化可以被看作企业需求变动的代理变量。但是人民银行调查数据中没有相关信息, 因此我们采用企业“设备利用率”的变化代表企业的需求变动。但是原始数据中只提供了2008年上半年、2008年下半年和2009年上半年的“设备利用率”信息, 经过计算最终需求变动只能保留2008年下半年和2009年上半年的数据。将计算结果转化为需求变动的定性指标: -1(需求下降)、0(需求不变)、1(需求上升)。

(5) 企业规模变量 ( $s$ ): 企业规模的划分标准有三种: 第一种是按照企业的销售额; 第二种是按照企业的资产总量; 第三种是按照企业的员工人数。企业调查数据中这三种衡量企业规模的变量我们都能够获得, 在文章分析过程中, 我们仅列出了以“企业销售额”的对数作为企业规模变量的估计结果。但是在稳健性检验时我们发现采用其余两种测量方法没有改变模型的主要估计结果。

(6) 成本利润率 (profit rate): 企业的市场势力能够影响定价决策, 通常市场势力采用赫芬达尔指数或者成本加成。市场势力的差异来自市场集中度的差异、非价格因素的产品差异或者产品异质性, 可以更好地刻画企业产品定价上的差异。但是无论采用赫芬达尔指数还是成本加成率, 都需要用到

企业的边际成本,而边际成本又很难获得。为此,我们只能采用平均成本加成的方法试图捕捉市场势力在产品定价上的差别。平均成本加成率 = (产值 - 总成本) / 总成本。因为调查数据中没有产值数据,我们近似采用销售额数据替代产值,因此得到的平均成本加成率就是企业的成本利润率。

(7) 竞争者数量虚拟变量 (rival): 企业面对的竞争者数量决定了市场中的竞争程度,即市场结构属于垄断、寡头垄断、垄断竞争还是完全竞争。根据企业面临的竞争者数量(包括本地竞争企业和外地竞争企业)我们可以进行定性分组。参考 Apel *et al.* (2005) 的划分办法,并结合企业调查数据的特点,我们将企业面临的竞争者数量定性分为 7 组,分别是: 0、1、2、3、4—8、9—11、12 以上。其中,竞争者数量为 0 的垄断企业作为参照组。

(8) 所有制虚拟变量 (ownership): 企业调查中将所有制分为国有及国有控股、集体、私营、联营、股份制(有限责任公司)、外资(包括港、澳、台)和其他类型。我们将国有企业和集体企业合并成国有和集体企业,私营企业、联营企业和其他类型企业合并成私企。最终形成四种所有制类型。其中,国有和集体企业作为参照组。

(9) 行业虚拟变量 (ind): 不同行业所处的市场竞争环境和竞争程度都存在差异,而且产品本身的差异非常明显,为此,我们在分析过程中加入了行业虚拟变量作为主要的控制变量。样本中共有 30 个行业,加入 29 个虚拟变量,其中“农副食品加工业”作为参照组。

(10) 省虚拟变量 (province): 每个省份地方政策对企业的经营环境和定价决策都会产生影响,为了控制不同地区制度环境的差别对企业定价的影响,我们加入了省虚拟变量。样本中共有 8 个省份,因此加入了 7 个省虚拟变量,陕西省作为参照组。

(11) 地区虚拟变量 (location): 与省虚拟变量相似,即使在同一省份内部,省会城市、地级市、县级市和乡镇在地理位置和政策严格程度等方面也会有所差别,为此,我们进一步加入了地区虚拟变量。其中,企业位于省会城市作为参照组。

(12) 通货膨胀率 ( $\pi$ ): 由于数据覆盖的样本时期很短,如果通货膨胀率选择同比数据将降低不同时期之间的可比性,因此,我们将采用“半年期”环比数据(根据《中经网统计数据库》中月度 CPI 计算)代表通货膨胀率。需要强调的是,根据环比 CPI 月度数据计算环比季度或半年期通货膨胀率时,由于选择的基期不同,计算的结果也会略有偏差。为此,我们选择时期较长的 CPI 环比数据,将 2001 年 1 月作为基期计算 2007 年下半年、2008 年上半年、2008 年下半年和 2009 年上半年的环比 CPI,进而得到这四个时期的通货膨胀率分别为: 3.004%、4.603%、-0.808%、-0.458%。

#### (四) 统计描述

表 1 给出了主要变量的统计描述, 包括不同时期的有效观测值 (Obs.)、变量的平均值 (Mean)、中位数 (Med.) 以及变量离散值的频次和频率 (%)。表 2 给出了主要控制变量的统计描述。从表 1 中看出, 2007 年和 2008 年上半年, 全部样本企业的平均价格在上涨; 而 2008 年下半年和 2009 年上半年, 样本企业的平均价格开始下降。从趋势上来看, 企业价格上涨的比例和幅度呈现了先逐渐减少再增加的趋势 (价格下降的趋势正好相反), 转折点在 2008 年下半年。微观企业产品价格的统计特征非常符合中国整体的宏观经济形式变动, 同时也与宏观通货膨胀水平的变化非常相似。具体来看, 2008 年下半年产品价格下降的企业占 40.26%、价格上升的企业占 15.80%。相比之下, 2009 年上半年价格向下调整的企业占比 33.55%, 价格向上调整的企业有 20.35%。相应地, 原材料价格变化趋势也呈现出了略有差异但相似的统计特征。

**表 1 主要变量的统计描述**

Variable	Obs .	Mean	Std .	Med	Obs. Value					
					= -1	(Freq)	= 0	(Freq)	= 1	(Freq)
p__09p	1 666	-0.132	0.722	0	559	(33.55)	768	(46.10)	339	(20.35)
p__08n	1 627	-0.245	0.708	0	655	(40.26)	715	(43.95)	257	(15.80)
p__08p	1 563	0.058	0.655	0	292	(18.68)	888	(56.81)	383	(24.50)
p__07	1 565	0.159	0.604	0	181	(11.57)	954	(60.96)	430	(27.48)
r__09p	1 658	0.051	0.778	0	462	(27.86)	650	(39.20)	546	(32.93)
r__08n	1 623	-0.070	0.784	0	560	(34.50)	617	(38.02)	446	(27.48)
r__08p	1 556	0.216	0.678	0	226	(14.52)	768	(49.36)	562	(36.12)
r__07	1 479	0.251	0.591	0	119	(8.05)	870	(58.82)	490	(33.13)

注: 括号内的数值代表频率%; \_\_09p (2009 年上半年)、\_\_08n (2008 年下半年)、\_\_08p (2008 年上半年)、\_\_07 (2007 年)。

**表 2 控制变量的统计描述 (2007—2009 年上半年)**

Variable	Unit	Obs .	Mean	Std .	Med .	Min	Max
w	—	5 362	0.046	0.121	0.015	-0.965	1.105
w	—	5 362	0.074	0.106	0.043	0	1.105
ln(s)	—	6 871	8.093	1.844	8.144	0.693	15.278
scale	万元	6 871	18 360	101 618	3 443	2	4 318 324
profit rate	—	6 192	0.231	1.088	0.112	-1	31
rival	—	8 116	4.440	1.945	5	0	6
ownership	—	8 112	2.769	0.738	3	1	4

注: scale 代表企业规模, 用销售额表示; ln(s) 代表企业规模的对数; profit rate 代表成本利润率; rival 代表竞争对手数量, 0 (没有竞争者)、1 (1 个竞争者)、2 (2 个竞争者)、3 (3 个竞争者)、4 (4—8 个竞争者)、5 (9—11 个竞争者)、6 (12 个以上竞争者); ownership 代表企业所有制类型, 1 (国有和集体企业)、2 (私营企业)、3 (股份制企业)、4 (外资企业)。

## 四、估计结果

我们首先对模型(1)进行估计,目的是在控制原材料价格变动、企业规模、利润率、行业特征和省份差异的基础上,观测企业的市场竞争程度和企业所有权类型对价格粘性的影响(估计结果见表3)。在方程1中我们仅加入了所有权虚拟变量,其中国有和集体企业为参照组,同时在控制变量中加入了行业虚拟变量。方程1的估计结果显示,在没有控制更多的异质性基础上,私营企业、股份制企业和外资企业产品价格发生变化的可能性都要小于国有和集体企业产品价格变化的可能性。简单的估计结果表明,与其他所有制形式相比,国有和集体企业的产品价格粘性更弱。从模型中估计系数的绝对值可以看出,在四种企业所有制类型中,产品价格粘性从强到弱依次是外资企业、股份制企业、私营企业、国有和集体企业。

**表3 市场结构和产权结构对产品价格粘性的影响: Logit 模型估计**

变量	1	2	3	4	5
ownership dummy (state owned=0)					
1. private firms	-0.242* (0.139)	-0.252* (0.139)	-0.273* (0.140)	-0.104 (0.173)	-0.131 (0.196)
2. stock firms	-0.309** (0.134)	-0.313** (0.134)	-0.332** (0.135)	-0.271 (0.167)	-0.220 (0.188)
3. foreign firms	-0.363** (0.147)	-0.377** (0.147)	-0.401*** (0.148)	-0.511*** (0.183)	-0.577*** (0.206)
rival dummy (oligopoly=0)					
1. rival=1		0.204 (0.169)	0.223 (0.169)	0.141 (0.210)	-0.058 (0.240)
2. rival=2		0.260** (0.126)	0.271** (0.126)	0.483*** (0.156)	0.439** (0.181)
3. rival=3		0.276** (0.137)	0.281** (0.137)	0.132 (0.168)	-0.029 (0.194)
4. $8 \geq \text{rival} \geq 4$		0.339*** (0.115)	0.344*** (0.116)	0.319** (0.142)	0.151 (0.168)
5. $11 \geq \text{rival} \geq 9$		0.297** (0.131)	0.302** (0.131)	0.282* (0.161)	0.209 (0.183)
6. rival $\geq 12$		0.341*** (0.105)	0.351*** (0.105)	0.406*** (0.128)	0.263* (0.154)
location dummy (provincial capital=0)					
1. city			0.231 (0.183)	0.195 (0.225)	0.353 (0.273)
2. county			0.294* (0.176)	0.398* (0.217)	0.573** (0.265)
3. town			0.196 (0.177)	0.272 (0.218)	0.423 (0.267)

(续表)

变量	1	2	3	4	5
Control variables					
profit rate	no	no	no	no	yes
ln (s)	no	no	no	no	yes
r_change dummy	no	no	no	yes	yes
industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes
province dummy	no	no	no	no	yes
Log likelihood	-4 354. 0	-4 348. 1	-4 345. 6	-3 116. 6	-2 716. 9
Pseudo R <sup>2</sup>	0. 0202	0. 0216	0. 0221	0. 2852	0. 2840
Obs	6 417	6 417	6 417	6 297	5 477

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。因变量代表价格变动，当价格变动时（价格上升或者价格下降）， $P=1$ ，否则  $P=0$ 。加入的主要控制变量“原材料价格变动虚拟变量”“对数企业规模变量”“利润率变量”在模型中均通过 10% 的显著性检验。其中，模型 5 的估计方程与表 4 中模型 3 的估计方程完全相同。

在方程 2 中我们在原有方程基础上加入了企业竞争程度虚拟变量，其中“竞争者数量为 0”，即完全垄断企业作为参照组。方程 2 的估计结果显示：除了“竞争者数量为 1”虚拟变量在模型中不显著之外，其他竞争程度虚拟变量在模型中都显著为正。说明企业的竞争程度越高，价格粘性越弱；相反，企业的垄断程度越强，价格粘性越强，企业越不容易调整产品价格。在方程 3 中我们又增加了地区虚拟变量，试图发现不同地理位置（政策环境存在差别）的企业是否在调价过程中存在差异。省会城市作为参照组，估计结果仅有“县级市”显著为正，而“地级市”和“乡镇”并不显著。说明相对省会城市而言，县级市中的企业在调价过程中更为灵活。模型 4 和模型 5 分别在模型 3 的基础上加入了成本变动因素（r\_change dummy）、企业规模（ln (s)）、利润率（profit rate）、省虚拟变量。

表 4 价格对成本冲击的对称响应和非对称响应：Logit 模型估计

变量	价格对成本冲击的对称响应			价格对成本冲击的非对称响应		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
r_change	2. 748*** (0. 072)	2. 766*** (0. 073)	2. 785*** (0. 073)			
r_up			2. 553*** (0. 079)	2. 572*** (0. 079)	2. 587*** (0. 080)	
r_dn			3. 082*** (0. 095)	3. 097*** (0. 095)	3. 124*** (0. 096)	
profit rate	0. 061* (0. 032)	0. 058* (0. 032)	0. 054* (0. 032)	0. 063** (0. 032)	0. 060* (0. 032)	0. 056* (0. 032)
ln (s)	0. 057*** (0. 021)	0. 065*** (0. 021)	0. 065*** (0. 022)	0. 059*** (0. 021)	0. 067*** (0. 021)	0. 066*** (0. 022)

(续表)

变量	价格对成本冲击的对称响应			价格对成本冲击的非对称响应		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
ownership dummy	no	yes	yes	no	yes	yes
rival dummy	no	no	yes	no	no	yes
industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
province dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
location dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Log likelihood	-2 732.8	-2 723.6	-2 716.9	-2 715.8	-2 707.0	-2 699.6
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2798	0.2822	0.2840	0.2843	0.2866	0.2886
Obs	5 477	5 477	5 477	5 477	5 477	5 477

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。因变量代表价格变动，当价格变动时（价格上升或者价格下降）， $P=1$ ，否则  $P=0$ 。控制变量中，产权结构虚拟变量中，“国有企业”为参照组，外资企业显著为负，说明外资企业产品价格比国有企业产品价格更不容易变动；竞争者数量虚拟变量中，“竞争对手为 0”作为参照组，“竞争对手大于 12”显著为正，说明与寡头垄断市场相比，竞争程度高的市场中产品价格波动更频繁，价格刚性越低；地区类型虚拟变量中，“省会城市”为参照组，其中，“县级市”显著为正。

当加入成本因素后（模型 4 中），所有制虚拟变量中只有“外资企业”显著为负，而“私营企业”和“股份制企业”不再显著。说明当进一步控制了成本变动因素后，只有“外资企业”的价格粘性显著高于“国有企业”的价格粘性。进一步加入其他企业层面的控制变量后，这一估计结果并没有再发生改变，但是企业的“竞争程度”虚拟变量却只有“竞争者数量为 2 个”和“竞争者数量超过 12 个”在模型中显著为正，特别是后者，说明与完全垄断企业的价格粘性相比，竞争性企业的价格粘性更弱。这一结论与之前很多文献研究的结果一致。通过表 3 的估计结果，我们发现企业的所有权性质、市场竞争程度等因素将影响产品价格变动的可能性。或者说，受企业所有制性质和市场竞争程度等因素影响，产品价格粘性存在差异。在控制上述企业异质性的基础上，我们进一步对价格粘性及价格粘性的非对称性做出估计。此时需要关注的是，成本变动时产品价格发生变动的可能性。因此，我们对模型（2）进行 Logit 估计（估计结果见表 4）。

在模型（2）中，兴趣变量为“原材料价格”，影响企业定价的其他因素作为控制变量。表 4 中前三列估计结果为：原材料成本变动对企业产品价格变动的的影响。此时，当原材料成本发生变化（成本上升或成本下降）时， $r\_change=1$ （如果原材料成本没有发生变化，则  $r\_change=0$ ）。这种估计方法假定价格的向上粘性和向下粘性没有系统性差异。我们以方程 3 作为最终估计结果，发现  $r\_change$  显著为正，且估计系数为 2.785。估计结果的经济学含义为，在其他条件不变的情况下（其他解释变量取均值），当原材料成本发生变动时（ $r\_change=1$ ），企业产品价格发生变动的可能性为  $0.759 = e^{1.146} / (1 + e^{1.146})$ 。在价格对成本冲击的对称响应模型中，利润率和企业规模的

对数在模型中都显著为正，结果说明：小企业的价格粘性比大企业的价格粘性更强。利润率变量显著为正说明企业可以通过成本加成的方式转嫁成本变动对企业的影响，企业的市场势力越大则产品价格粘性越小。

在前面的分析中，我们假定价格粘性不具有非对称性，Logit 模型的估计结果说明当成本发生变动时产品价格变动的可能性。但是，很多研究价格粘性的文献都发现价格粘性具有非对称性特征，即价格的向上粘性与价格的向下粘性存在差异。为了检验 2007—2009 年上半年中国的价格粘性是否存在非对称的特点，我们进一步检验：

检验 1：价格的向上粘性与向下粘性存在差异。

表 4 的后三列给出了非对称价格粘性的估计结果，模型中的控制变量与之前的模型（1）和模型（2）相同，唯一的区别是，我们将  $r\_change$  虚拟变量替换成了区分成本变动方向的两个虚拟变量，分别是  $r\_up$ （当原材料价格上涨时， $r\_up=1$ ；否则  $r\_up=0$ ）和  $r\_dn$ （当原材料价格下降时， $r\_dn=1$ ；否则  $r\_dn=0$ ）。方程（3）中， $r\_up$  和  $r\_dn$  都在 1% 的显著性水平下通过检验，并且 Logit 模型的估计结果表明价格粘性具有非对称性。当成本上升时，产品价格变动的可能性为  $0.721 = e^{0.948} / (1 + e^{0.948})$ ；当成本下降时，产品价格变动的可能性为  $0.815 = e^{1.485} / (1 + e^{1.485})$ 。估计结果表明向上的价格粘性略微强于向下的价格粘性。

需要强调的是，在 Logit 模型中我们选择价格变动作为模型的因变量，主要考虑的是，当企业面对正向或负向成本冲击时，企业可以选择提高价格、降低价格或者维持原价，只要企业改变了产品定价，无论是提高价格还是降低价格，我们都视为企业根据自身条件进行的最优化决策，此时只要企业的价格发生变动，我们就认为企业的价格具有弹性，否则企业的价格就具有粘性。除此之外，企业规模、利润率、企业竞争程度、所有制类型等控制变量在模型中的估计结果与之前的估计结果相似。此外，根据“菜单成本”理论，企业在调价过程中包含“一次性成本”支出，这类成本与企业规模无关，在理论上“大企业”调整价格会更加频繁；面对成本和需求冲击，“大企业”调价的可能性也会更大。因此，我们对不同规模企业价格粘性的非对称性进行检验：

检验 2：与小企业相比，无论成本上涨还是下降，大企业调整产品价格的可能性更高。

在价格粘性的文献中已经对企业规模与价格粘性之间的关系做出了检验，例如，Buckle and Carlson (2000b) 和 Hannan and Berger (1991)。得到的结论基本支持了企业规模越大价格粘性越小的观点，但是在具体区分向上价格粘性和向下价格粘性时，得到的结论与预期有所差异。事实上，检验企业规模与价格粘性关系时所采用的方法在文献中也各不相同，有些文献中通过直

接加入企业规模变量进行假设验证,而有些文献中将企业规模进行分组,并观察每个组别中成本变动时价格变动的可能性,并对不同组别的价格粘性直接进行比较。但是“外生分组”方法本身将直接影响估计结果,因此我们将成本和企业规模的交互项加入模型(2),具体模型形式如下:

$$\log[y_{it}/(1-y_{it})] = \alpha + \beta_1 r\_change_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 r\_change_{it} \times size_{it} + \beta_4 markup_{it} + \beta_5 control_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3)$$

我们首先假设价格的向上粘性和向下粘性没有差异,从表5中前三列的估计结果中可以看到: $\ln(s) \times r\_change$ 在模型中显著为正,说明随着企业

**表5 企业规模与价格粘性: Logit 模型估计**

变量	价格对成本冲击的对称响应			价格对成本冲击的非对称响应		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$r\_change$	2.091*** (0.220)	2.035*** (0.222)	2.067*** (0.223)			
$\ln(s) \times r\_change$	0.082*** (0.026)	0.092*** (0.026)	0.090*** (0.026)			
$r\_up$			1.613*** (0.261)	1.567*** (0.263)	1.560*** (0.264)	
$\ln(s) \times r\_up$			0.117*** (0.031)	0.125*** (0.031)	0.128*** (0.031)	
$r\_dn$			2.987*** (0.366)	2.922*** (0.367)	3.034*** (0.370)	
$\ln(s) \times r\_dn$			0.015 (0.042)	0.025 (0.043)	0.015 (0.043)	
profit rate	0.061* (0.032)	0.057* (0.032)	0.054* (0.032)	0.063** (0.032)	0.060* (0.032)	0.056* (0.031)
ownership dummy	no	yes	yes	no	yes	yes
rival dummy	no	no	yes	no	no	yes
industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
province dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
location dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Log likelihood	-2731.3	-2722.1	-2715.4	-2712.3	-2703.6	-2695.7
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2802	0.2827	0.2844	0.2852	0.2875	0.2896
Obs	5477	5477	5477	5477	5477	5477

注:括号内为标准差;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。因变量代表价格变动,当价格变动时(价格上升或者价格下降), $P=1$ ,否则 $P=0$ 。控制变量中,产权结构虚拟变量中,“国有企业”为参照组,外资企业显著为负,说明外资企业产品价格比国有企业产品价格更不容易变动;竞争者数量虚拟变量中,“竞争对手为0”作为参照组,“竞争对手大于12”显著为正,说明与寡头垄断市场相比,竞争程度高的市场中产品价格波动更频繁,价格刚性越低;地区类型虚拟变量中,“省会城市”为参照组,其中,“县级市”显著为正。



规模扩大，成本变动时企业调整价格的可能性更高，即企业规模越大，价格粘性越低。如果我们区分价格的向上粘性和向下粘性就会发现一个有趣的结果：企业规模与向上的价格粘性有关，但是与向下的价格粘性无关。

具体来看，表5后三列中， $\ln(s) \times r\_up$  在1%的水平下显著，但是  $\ln(s) \times r\_dn$  在模型中却并不显著。估计结果说明，随着企业规模扩大，当遇到成本上升时企业调整产品价格的可能性增加，但是成本下降时，大企业和小企业在价格调整的可能性上没有显著差异。Buckle and Carlson (2000b) 的经验分析结果发现：与小企业相比，当成本或需求上升时，大企业提高价格的可能性更大；但是当成本和需求下降时，虽然概率相差不明显，然而大企业降低价格的可能性比小企业略低，进而 Buckle and Carlson (2000b) 认为这种结果与理论预期不符。我们的估计结果与 Buckle and Carlson (2000b) 的结果有相似之处，即企业规模越大对正向的成本冲击做出的调价可能性越大。但是面对负向的成本冲击，我们并没有发现大企业的价格粘性与小企业的价格粘性有显著差异。

我们在上述分析中主要关注了，中国企业面对成本冲击时价格向上调整和向下调整的概率，进而发现中国在2007—2009年上半年期间，制造业产品价格具有向上的相对价格粘性，即面对成本冲击，企业下调产品价格的可能性更大。但是，我们能否从这个经验结果中推断中国制造业企业的价格粘性的“非对称性”与其他国家的经验事实相反，是一个特例？我们注意到，样本观测时期处于非常明显的金融危机时期，需求不足和低通缩并存。如果我们计算环比CPI增长率将发现，2008年下半年—2009年上半年环比通货膨胀率分别为-0.808%和-0.458%；相反，2007—2008年上半年通货膨胀环比数据分别为3.004%；4.603%。因此引出了这样一个问题：如果考虑到通货膨胀的影响，价格粘性的非对称性是否在通货膨胀时期和通货紧缩时期存在差异？如果价格粘性的非对称性与通货膨胀和宏观经济有关，那么我们就需要在不同的经济环境下重设宏观模型的微观价格假设条件，同时在采取宏观货币政策时，政府也需要考虑到价格粘性内生于宏观经济的可能性，进而不同的经济环境下采取与之对应的宏观政策。

实际上，关于价格粘性的非对称性一直存在争议，例如，Carlton (1986) 并没有发现价格粘性具有非对称性。但是，Arbatskaya and Baye (2004)、Buckle and Carlson (2000a)、Hannan and Berger (1991) 的研究结果都显示价格粘性确实有“非对称”的特征。但直到目前为止，经济学中还没有给出一个公认的关于价格粘性非对称性的理论解释。从现有文献中可以发现两种流行的观点：第一种是菜单成本的非对称性；第二种是宏观通货膨胀的影响。根据第一种观点，价格调整的成本（菜单成本）在降低价格和提高价格时存在差别，即向上的菜单成本与向下的菜单成本不等。

Ball and Mankiw (1994) 对第二种观点给出了一个价格非对称的微观理

论基础,在这一模型中,价格的非对称性取决于通货膨胀。Buckle and Carlson (2000a)的经验分析证实了这一模型的结论:在成本上涨的情况下,通货膨胀使“产品价格上涨”的概率提高。在制造业和建筑业中,当成本下降时,通货膨胀将使“产品价格下降”的概率降低。因此,价格粘性的非对称性是由宏观通货膨胀引起的。此外,Lein (2010)也发现了相似的经验事实,通货膨胀上升增加了企业提价的可能性,减少了企业降价的可能性。为了检验通货膨胀与价格粘性的非对称关系,我们做出如下检验:

检验3:当成本上涨时,通货膨胀(通货紧缩)提高(降低)了产品价格波动的可能性;相反,当成本下降时,通货膨胀(通货紧缩)降低(增加)了产品价格波动的可能性。

因此,我们将整个样本时期划分为两段:2007—2008年上半年(通货膨胀时期)以及2008年下半年—2009年上半年(通货紧缩时期)。为了观测通货膨胀对价格粘性非对称性的影响,我们在模型(2)的基础上又增加了通货膨胀(或通货紧缩)与价格变动之间的交互项,模型形式如下:

$$\log[y_{it}/(1-y_{it})] = \alpha + \beta_1 r\_up_{it} + \beta_2 \pi_t \times r\_up_{it} + \beta_3 r\_dn_{it} + \beta_4 \pi_t \times r\_dn_{it} + \beta_5 size_{it} + \beta_6 markup_{it} + \beta_7 control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

根据表6的估计结果,我们在控制了其他影响企业调价因素后发现, $\pi \times r\_up$ 在模型中并不显著,估计结果并没有发现通货膨胀可以通过成本途径(成本增加)促进产品价格波动。同时, $\pi \times r\_dn$ 在模型前三列中显著为正,经济学含义是,在通货膨胀时期,当成本下降时通货膨胀增加了产品价格波动的可能性。这一结果与理论预期正好相反。同样,在模型的后三列中, $\pi \times r\_dn$ 显著为负,说明当企业成本下降时,通货紧缩将增加企业调整价格的可能性。

表6 在不同通胀环境下成本变动对企业产品价格的影响:Logit模型

变量	2007—2008年上半年 (Average $\pi=3.8\%$ )			2008年下半年—2009年上半年 (Average $\pi=-0.63\%$ )		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$r\_up$	3.263*** (0.386)	3.283*** (0.389)	3.317*** (0.390)	2.658*** (0.297)	2.650*** (0.297)	2.649*** (0.298)
$\pi \times r\_up$	-0.112 (0.095)	-0.106 (0.095)	-0.109 (0.095)	0.545 (0.442)	0.519 (0.442)	0.492 (0.444)
$r\_dn$	1.637** (0.747)	1.704** (0.751)	1.722** (0.753)	2.337*** (0.345)	2.355*** (0.346)	2.420*** (0.348)
$\pi \times r\_dn$	0.347* (0.182)	0.338* (0.183)	0.346* (0.183)	-0.996* (0.514)	-0.976* (0.515)	-0.925* (0.517)
$\ln(s)$	0.077** (0.032)	0.087*** (0.032)	0.088*** (0.033)	0.057** (0.029)	0.065** (0.030)	0.065** (0.030)

(续表)

变量	2007—2008 年上半年 (Average $\pi=3.8\%$ )			2008 年下半年—2009 年上半年 (Average $\pi=-0.63\%$ )		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
	profit rate	0.031 (0.067)	0.030 (0.067)	0.027 (0.066)	0.070* (0.038)	0.068* (0.038)
ownership dum- my	no	yes	yes	no	yes	yes
rival dummy	no	no	yes	no	no	yes
industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
province dum- my	yes	yes	yes	yes	yes	yes
location dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Log likelihood	-1223.5	-1214.6	-1209.4	-1454.8	-1452.8	-1445.8
Pseudo $R^2$	0.3060	0.3111	0.3140	0.2670	0.2679	0.2715
Obs	2592	2592	2592	2883	2883	2883

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。在 2007—2008 上半年中，当加入“所有制”变量时，国有企业作为参照组，其中只有外商投资企业的价格波动显著为负，说明外资企业生产的产品价格刚性更强。在产地类型虚拟变量中，企业地点为省会城市作为参照组，其他所有类型：“地级市”“县级市”和“乡镇”都显著为正，说明位于省会城市的企业其产品价格更具有刚性特征。在 2008 年下半年—2009 上半年中，上述两个虚拟变量不再显著，但是，当加入“竞争对手”虚拟变量时，无竞争对手的寡头企业作为参照组，此时，“2 个竞争对手”“4—8 个竞争对手”“9—11 个竞争对手”和“12 个以上竞争对手”在模型中都显著为正，说明市场结构影响企业产品定价，垄断市场中的产品价格更具有刚性特征。

事实上，当企业成本下降时，通货紧缩将增加企业价格变动的可能性。这一经验结果与理论正好相反，因此，第三个假说检验并没有得到验证。但是，我们却可以根据估计结果计算通货膨胀时期和通货紧缩时期价格粘性的非对称性。表 6 的前三列给出了 2007—2008 年上半年通货膨胀时期的估计结果。我们假定在  $[r\_up=1; r\_dn=0; \pi=1\%]$  的情况下，其他条件保持不变（其他变量取均值），当成本上升时企业改变产品价格的可能性是  $0.784 = e^{1.290}/(1 + e^{1.290})$ ；当成本下降时  $[r\_up=0; r\_dn=1; \pi=1\%]$ ，企业调整产品价格的可能性是  $0.538 = e^{0.151}/(1 + e^{0.151})$ 。此时，制造业产品价格的向下粘性大于向上粘性，或者说与降低产品价格的可能性相比企业提高产品价格的可能性更大。表 6 后三列给出了 2008 年下半年—2009 年上半年 Logit 模型的估计结果。如果我们假定通货紧缩水平与通货膨胀水平绝对值相等，即  $[r\_up=1; r\_dn=0; \pi=-1\%]$ ，根据上述计算方法，我们很容易发现当出现成本正向冲击时，企业改变其产品价格的可能性降低到  $0.681 = e^{0.759}/(1 + e^{0.759})$ ；相反，如果出现成本下降时  $[r\_up=0; r\_dn=1; \pi=-1\%]$ ，企业调整产品价格的可能性反而上升到  $0.875 = e^{1.947}/(1 + e^{1.947})$ 。因此，在通货紧缩时期，制造业产品价格的向上粘性反而大于其向下的价格粘性。通过比较发现，在通货膨胀时期与通货紧缩时期，价格粘性虽然都具有非对称的特

征,但是“非对称性”正好相反。这也是我们采用金融危机时期企业数据估计价格粘性所得到的一个有趣的结果。

## 五、进一步讨论

在前面的估计过程中我们采用了“原材料价格”作为成本冲击的主变量。由于在问卷中原材料价格为定性数据,因此我们不能观测随着成本冲击强度的增大,价格变动的概率是否也随之增大;同时,在金融危机期间虽然工资成本变动相对缓和,但是工资成本变动有其自身的独特性。例如,名义工资的向下粘性很强,即使面对外部环境变化,企业也很少调低工人的名义工资。因此,在原有分析框架的基础上,我们进一步观察名义工资的变动与价格粘性之间的关系。

在问卷中名义工资是定量数据而并非定性数据。根据数据特征,我们首先将名义工资增长率取绝对数,处理方法的经济学含义是,名义工资变动是否能够引起产品价格变动。隐含的假设是,价格的向上粘性和向下粘性相等。从表7的第一列看到,  $|w|$  在模型中显著为正,基本的数量关系是,1个百分点的名义工资变动将使“价格变动”似然比统计量  $L$  提高0.598。考虑到通货膨胀时期和通货紧缩时期价格粘性可能存在的潜在差异,我们引入时期虚拟变量  $t$ ,2008年下半年和2009年上半年  $t=1$ (通货紧缩时期);2007年和2008年上半年  $t=0$ (通货膨胀时期)。此外,我们引入交互项  $|w| \times t$ ,如果估计结果为“正”就是说明:在  $|w|$  给定的条件下,在通货紧缩时期(2008年下半年—2009年上半年)价格波动的可能性高于通货膨胀时期价格波动的可能性。其他控制变量与之前相同,模型形式如下:

$$\log[y_{it}/(1-y_{it})] = \alpha + \gamma_1 |w_{it}| + \gamma_2 t + \gamma_3 |w_{it}| \times t + \gamma_4 \text{control}_{it} + \epsilon_{it}$$

表7第二列结果中时期虚拟变量  $t$  显著为正,说明通货紧缩时期价格调整的可能性大于通货膨胀时期价格调整的可能性。工资波动  $|w|$  与价格波动之间呈正相关关系,但是在模型中不再显著。 $|w| \times t$  与价格波动之间也呈现了正相关关系,但同样不存在统计上的显著关系。如果单从符号的经济学含义上来看,交互项为正说明相同规模的工资成本冲击在通货紧缩时期产生价格波动的可能性更大,如果不考虑价格粘性的非对称性问题,在通货膨胀时期产品价格粘性更强。

我们进一步采用多元逻辑模型估计工资成本带来的向上价格粘性与向下价格粘性。根据模型框架的特点,模型的因变量为企业的定价选择  $p$ ,取值分别为  $[-1, 0, 1]$ 。其中,  $-1$  代表价格向下波动、 $0$  代表价格没有波动、 $1$  代表价格向上波动。为了区分工资成本波动的方向,此时名义工资增长率( $w$ )我们不再采用绝对值形式。估计过程同样采用两种形式:第一,工资变动

对价格波动的影响；第二，考虑通货膨胀因素加入时期虚拟变量及其交互项  $w \times t$ 。多元逻辑模型的基本形式如下：

$$\begin{aligned} \log[p_u^{up}/p_u^{nc}] &= \alpha_i^{up} + \eta_1^{up} w_u + \eta_2^{up} t + \eta_3^{up} (w_u \times t) + \eta_4^{up} \text{control}_i + \varepsilon_u^{up}, \\ \log[p_u^{dn}/p_u^{nc}] &= \alpha_i^{dn} + \eta_1^{dn} w_u + \eta_2^{dn} t + \eta_3^{dn} (w_u \times t) + \eta_4^{dn} \text{control}_i + \varepsilon_u^{dn}. \end{aligned}$$

表 7 价格对工资成本冲击的对称响应和非对称响应

变量	Logit 模型估计价格对称响应		多元逻辑模型估计价格的非对称响应			
	(1)	(2)	价格 上升+1	价格 下降-1	价格 上升+1	价格 下降-1
w	0.598*	0.446				
	(0.312)	(0.505)				
w   × t		0.614				
		(0.649)				
t dummy		0.364***			-0.133	0.865***
		(0.090)			(0.099)	(0.097)
w			0.570*	-1.368***	0.670	-0.608
			(0.342)	(0.328)	(0.522)	(0.602)
w × t					-0.339	-0.596
					(0.694)	(0.722)
profit rate	0.020	0.018	-0.013	0.030	-0.014	0.026
	(0.030)	(0.030)	(0.044)	(0.032)	(0.045)	(0.033)
ln (s)	0.139***	0.137***	0.194***	0.101***	0.195***	0.099***
	(0.022)	(0.022)	(0.029)	(0.025)	(0.029)	(0.025)
ownership dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
rival dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
industry dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
province dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
location dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Log likelihood	-2580.5	-2563.3	-3879.7		-3819.7	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0391	0.0455	0.0430		0.0578	
Obs	3880	3880	3880		3880	

注：括号内为标准差；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。因变量代表价格变动，当价格变动时（价格上升或者价格下降）， $P=1$ ，否则  $P=0$ 。| w | 代表工资变动率的绝对值，w 代表工资变动率。

根据多元逻辑模型的特点，我们可以分别得到向上的价格粘性和向下的价格粘性。表 7 第三列和第四列给出了名义工资变动对产品价格波动产生的非对称影响。 $\eta_1^{up}$  和  $\eta_1^{dn}$  的符号与理论预期相同，说明工资上涨与提价之间呈正相关关系（第三列）；虽然  $\eta_1^{dn}$  为“负”但因变量“降低价格”同样是负值（-1），因此工资下降与降价之间也呈正相关关系（第四列）。根据  $\eta_1^{up}$  和  $\eta_1^{dn}$  的绝对值看到向下的价格粘性略大于向上的价格粘性。如果我们考虑到通货

膨胀因素以及通胀对价格粘性非对称性的影响(第五列和第六列)就能发现:当名义工资成本变动时,向下的价格粘性实际上要强于向上的价格粘性。对于给定的工资增长率 $w$ ,在通货紧缩时期产生的向上价格粘性比通货膨胀时期更强;相反,在通货膨胀时期产生的向下价格粘性比通货紧缩时期产生的向下价格粘性要强。但是我们发现估计结果在模型中并不显著。

我们用图1直观地表示成本变动引起的价格粘性的对称响应以及在“通胀”时期和“通缩”时期价格粘性的差异。从图1中看到,如果不考虑价格粘性的非对称性问题,通货紧缩时期的价格粘性要普遍低于通货膨胀时期的价格粘性,而且随着工资成本波动幅度的增大,“通胀”和“通缩”时期价格粘性差距越大。

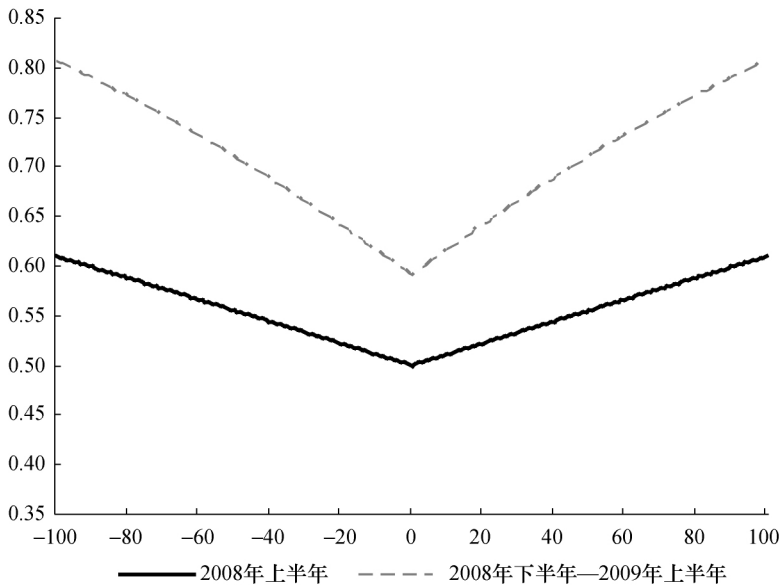


图1 “通胀”时期和“通缩”时期工资成本变动与价格波动的可能性

## 六、稳健性检验

当成本发生变动时,企业产品价格调整的可能性(产品价格粘性)在很大程度上受到企业之间异质性的影响。例如,市场势力强的企业更有能力将成本转嫁给消费者,与市场势力较弱的其他企业(特别是完全竞争企业)相比,其价格调整频率和概率都更高,价格粘性会更低。虽然在模型中我们加入了影响企业产品定价的主要变量:企业的竞争者数量(竞争程度)、所有制类型、企业规模、利润率、行业特征、地理特征等控制变量,但是,除了成本因素外,仍然有一些其他企业因素会影响产品价格是否调整以及调整的频率。例如,“企业是否属于子公司”“企业是否具有自主品牌”“企业申请的专

利数量”“企业产品是否销往海外”。为了检验这些企业异质性是否影响了产品价格粘性，我们在原有模型基础上分别加入这些控制变量，但是发现这些变量在模型中并不显著，同时原有模型估计结果与之前基本一致。此外，受限于原始数据中“需求因素”仅有2008年下半年和2009年上半年两个时期，模型中加入需求因素就意味着仅能得到通货紧缩时期的估计结果，我们不能验证需求因素在通胀时期和通缩时期对价格粘性的不同影响方向，但是加入需求因素后通缩时期的估计结果没有显著变化。

其次，因为我们选择的时期涵盖整个金融危机时期，宏观因素也可能影响企业的产品价格变动，因此我们在模型中又加入了时间虚拟变量，但是引入宏观因素后模型的主要变量估计结果也并没有受到影响。

再次，我们采用了“企业销售收入”作为企业规模的代理变量，为了检验指标选择对结果的影响，我们又分别以“企业资产总额”和“企业员工人数”作为企业规模的代理变量，发现结论没有变化，企业规模越大价格粘性越小。此外，我们还分别将企业员工人数进行了定性分组，一共分成五组：size1：员工人数少于50人；size2：员工人数在50—100人；size3：员工人数在100—200人；size4：员工人数在200—500人；size5：员工人数在500人以上。分组估计结果也支持了企业规模与价格粘性之间负相关关系的结论。

最后，我们选择了Logit模型估计方法，因变量为“价格是否变动”，为了估计成本冲击对价格上升和价格下降分别带来的影响，我们又将因变量分为“价格是否上升”（如果价格上升 $p\_up=1$ ；否则 $p\_up=0$ ）和“价格是否下降”（如果价格下降 $p\_dn=1$ ；否则 $p\_dn=0$ ）分别进行了Logit模型的估计（见附表4）。同时，我们还采用了多元逻辑模型（multinomial logistic regression）进行了稳健性检验，此时因变量为 $p$ ，取值分别为-1、0、1。采用不同的方法对模型进行稳健性检验发现主要结论都没有发生变化。此外，我们还选择了面板Logit估计方法重新对模型进行估计，我们发现基本结果没有显著差异，而且企业规模对价格粘性的影响更为显著，且影响程度更强。

## 七、结 论

根据“中国人民银行企业微观调查数据”，我们在状态依存定价的分析框架内，对企业受到成本冲击时价格调整的可能性进行了估计。我们假定：如果企业产品价格不随成本和需求条件的变化而改变，那么价格就具有粘性。根据这个标准，如果成本冲击使企业向上调价的可能性大于向下调价的可能性，我们就认为价格粘性具有非对称性——存在“向下”的相对价格粘性，反之则反是。根据这一思路，我们从经验分析结果中得到了如下结论：

第一,当成本发生变动时,中国制造业企业的产品价格具有粘性特征。在整个金融危机期间,中国制造业产品的向上价格粘性大于向下价格粘性;但是考虑到宏观通货膨胀因素可能对价格粘性产生影响,我们将整个样本时期划分为“通胀时期”和“通缩时期”,并发现,在通胀时期(2007—2008年上半年)向下的价格粘性大于向上的价格粘性,表现为企业提高产品价格的可能性比降低价格的可能性更大;在通缩时期(2008年下半年—2009年上半年)向上的价格粘性大于向下的价格粘性,从经济学上的理解是,与企业遇到原材料价格上涨时提高产品定价的可能性相比,企业面临原材料价格下降时降价的可能性更大。

第二,企业的“异质性”也影响了产品的价格粘性,即企业规模越大、市场势力越强、市场竞争程度越高时,产品价格粘性程度越低。首先,企业规模与价格粘性之间存在负相关关系,随着企业规模扩大产品价格粘性将逐渐变小。值得注意的是,企业规模与向上的价格粘性之间存在显著的负相关关系,但是与向下的价格粘性之间并没有发现显著的相关性。进而大企业产品价格粘性的非对称性比小企业明显。一种可能的解释是,当企业决定是否提高产品价格时,菜单成本中的“一次性成本”影响了最终的价格粘性,但是当企业选择是否降价时,“菜单成本”并非企业考虑的唯一因素。其次,企业的市场势力、市场结构和市场集中度等都影响了企业产品价格粘性。其中,当企业所处的市场竞争程度越高时,产品价格粘性程度越低;当企业的市场势力越大时,企业的产品价格粘性程度也越低。最后,我们发现企业的所有权结构也能影响产品价格粘性,外资企业的产品价格粘性要强于国有和集体企业的产品价格粘性。出现这个结果的一种可能性是,国有企业的特殊性决定了国企有稳定的“制度保障”,而财政补贴使国企的生存压力相对较小。由于制度上的特殊性,当国有企业在决定是否调整价格时,“菜单成本”对国企的影响相对较小。然而,与国有企业相比,其他所有制企业缺乏“制度保障”,调整价格引发的成本(菜单成本)都将进入企业决策函数中,并最终影响企业的调价决策。我们发现,所有制差异导致的价格粘性问题的研究还没有更多的相关研究,对这个问题的深入解释还有待今后更严谨的经验研究。

第三,因为存在价格粘性,货币就是“非中性”的。<sup>3</sup>同时,在通货膨胀时期,向上的价格粘性小于向下的价格粘性;在通货紧缩时期,向上的价格粘性大于向下的价格粘性。因此,在通货膨胀时期,为了提高产出而实施的

<sup>3</sup> 当价格具有粘性时,货币是“非中性”的。例如,当中央银行减少货币供应量时,总需求将减少,此时,由于价格存在粘性,价格并不能及时调整到供需均衡时的价格水平,市场不能出清,企业将减少产量以适应需求的变动;相反,如果中央银行增加货币供应量使总需求增加,由于存在价格粘性,市场上产品供不应求,此时,企业将选择扩大生产,增加产量以满足市场需求。因此,货币量变动后,由于价格存在粘性,企业不改变价格而变动产量,是货币“非中性”的根本原因,至少在短期内如此。



扩张性货币政策，将更多地加速通货膨胀水平；为了抑制通胀而实行的紧缩性货币政策，由于向下的价格粘性相对更强，将更多地表现为产出下降。然而，当宏观经济处于通货紧缩时，由于价格粘性的非对称性出现相反的变化，扩张性货币政策在短期内才会更为有效。因此宏观货币政策选择的“时机”对政策效果会产生很大影响。

在本文的研究过程中也存在一些尚待解决和思考的问题：第一，理论上通货膨胀应该能够促使企业在原有成本冲击的基础上增加价格调整的可能性。但是我们却发现通货膨胀降低了价格调整的可能性，我们很难对此给出一个非常合理的解释，可能的原因是，样本中缺少需求因素，因此模型设定存在一定偏差。第二，“中国人民银行企业微观调查数据”的调查时点在2009年下半年，问卷主要采用“回顾”的方式进行的一次性调查，因此数据可能存在偏差，而且很可能距离调查时点越远的时期，数据质量相对越差。第三，企业不断追求成本最小化，因此成本变动有内生的可能性。与同类文章相似，我们并没有专门处理这种可能存在的“选择性”问题。主要的原因在于，通常企业要生产出“同质”的商品，在短期内的投入产出是相对固定的，企业的原材料投入不具有完全替代性，因此企业的原材料价格将主要受到宏观供求因素决定，那么原材料成本就是外生的。第四，由于数据时期为“半年”，而金融危机时期的价格波动又很可能是非常频繁的，由于缺少“半年期”内价格变动的信息，也可能导致估计结果存在偏差。第五，由于主要变量属于定性数据，模型本身隐含的假设是，成本和价格变动都是等量的。如果数据中“小幅”成本变动多于“大幅”成本变动，那么结果将存在低估的可能，相反，如果数据中“大幅”成本变动多于“小幅”成本变动，那么结果将存在高估的可能，原因在于根据“菜单成本”理论，企业更倾向于对较大的成本变动做出反应。如果考虑到金融危机时期原材料价格波动的幅度可能较大，那么我们很可能高估了成本变动引起的价格变动的可能性，进而低估了这一时期中国的价格粘性程度。最后，虽然价格粘性反映的是价格本身的调整问题，但是，由于中国市场的特殊性，使得中国的价格粘性机制中隐含了制度因素，特别是国有企业的定价模式以及不同所有制企业之间的价格粘性差异问题仍然需要我们今后进一步探讨。

附录 由于篇幅所限，附录省略。有需要的读者，欢迎来信向作者索取。

## 参考文献

- [1] Akerlof, G., and J. Yellen, "Can Small Deviations from Rationality Make Significant Differences to Economic Equilibrium?", *American Economic Review*, 1985, 75, 708—720.
- [2] Álvarez, L., E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen, and J. Vilmunen, "Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro-evidence", *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4, 575—584.
- [3] Apel, M., F. Richard, and H. Kerstin, "Microfoundations of Macroeconomic Price Adjustment: Survey Evidence from Swedish Firms", *Journal of Money, Credit and Banking*, 2005, 37, 313—338.
- [4] Arbatskaya, M., and M. Baye, "Are Prices 'sticky' Online? Market Structure Effects and Asymmetric Responses to Cost Shocks in Online Mortgage Markets", *International Journal of Industrial Organization*, 2004, 22, 1443—1462.
- [5] Ball, L., and N. Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", *Economic Journal*, 1994, 104, 247—261.
- [6] Barro, R., "A Theory of Monopolistic Price Adjustment", *Review of Economic Studies*, 1972, 39, 17—26.
- [7] Buckle, R., and J. Carlson, "Inflation and Asymmetric Price Adjustment", *The Review of Economics and Statistics*, 2000a, 82, 157—160.
- [8] Buckle, R., and J. Carlson, "Menu Costs, Firm Size and Price Rigidity", *Economics Letters*, 2000b, 66, 59—63.
- [9] Calvo, G., "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, 383—398.
- [10] Carlton, D., "The Rigidity of Prices", *American Economic Review*, 1986, 76, 637—658.
- [11] Carlton, D., and J. Perloff, *Modern Industrial Organization*, New York: Harper Collins, 1994.
- [12] Dias, D., C. Marques, and J. Santos Silva, "Time- or state-dependent Price Setting Rules? Evidence from Micro Data", *European Economic Review*, 2007, 51, 1589—1613.
- [13] Eichenbaum, M., N. Jaimovich, and S. Rebelo, "Reference Prices and Nominal Rigidities", *American Economic Review*, 2011, 101, 234—262.
- [14] Hannan, T., and A. Berger, "The Rigidity of Price: Evidence from the Banking Industry", *American Economic Review*, 1991, 81, 938—945.
- [15] Kashyap, A., "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110, 245—274.
- [16] Lein, S., "When Do Firms Adjust Prices? Evidence from Micro Panel Data", *Journal of Monetary Economics*, 2010, 57, 696—715.
- [17] Levy, D., M. Bergen, S. Dutta, and R. Venable, "The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large US Supermarket Chains", *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112, 791—825.

- [18] Levy, D., G. Müller, S. Dutta, and M. Bergen, “Holiday Price Rigidity and Cost of Price Adjustment”, *Economica*, 2010, 77, 172—198.
- [19] Levy, D., S. Dutta, and M. Bergen, “Heterogeneity in Price Rigidity: Evidence from a Case Study Using Microlevel Data”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 2002, 34, 197—220.
- [20] Migliardo, C., “Heterogeneity in Price Setting Behavior, Spatial Disparities and Sectoral Diversity: Evidence from a Panel of Italian Firms”, *Economic Modelling*, 2012, 29, 1106—1118.
- [21] Owen, A., and D. Trzepacz, “Menu Costs, Firm Strategy and Price Rigidity”, *Economics Letters*, 2002, 76, 345—349.
- [22] Peltzman, S., “Price Rise Faster than They Fall”, *Journal of Political Economy*, 2000, 108, 466—502.
- [23] Taylor, J., “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts”, *Journal of Political Economy*, 1980, 88, 1—23.
- [24] Taylor, J., “Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics”, in Taylor, J. and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: Elsevier Science B. V., 1999, 1009—1050.
- [25] Tobin, J., “Inflation and Unemployment”, *American Economic Review*, 1972, 62, 1—18.
- [26] Xu, J., Y. Ji, and B. Chen, “An Estimate of the Degree of Nominal Wage Rigidity in China”, *Economic Research Journal*, 2012, 4, 64—76. (in Chinese)

## Asymmetric Responses to Cost Shocks and Sticky Prices: Evidence from China’s Manufacturing Firms

YANG LU\*

(*Chinese Academy of Social Sciences*)

**Abstract** According to the state-dependent pricing theory, the asymmetric and heterogeneity responses to cost shocks and sticky prices were estimated. We found that the price stickiness was asymmetric in manufacturing firms and the downward stickiness was larger than upward stickiness. Furthermore, the sticky price was also affected by the firm’s heter-

---

\* Corresponding Author; Yang Lu, Institute of Population and Labour Economics (CASS), 10th Floor, Zhongye Mansion, No. 28 Shuguangxili, Chaoyang District, Beijing, 100028, China; Tel: (010)59868182; E-mail: luyang2002@cass.org.cn.

ogeneity. Non-neutrality of money is realistic when the price has stickiness. So adjusting the quantity of money can affect output in the short term. However, due to the asymmetric price stickiness and its impacts in macroeconomics, output could decrease more significantly when the central bank adopting tight monetary policy to curb inflation. To the contrary, price level could increase more significantly when central bank adopting expansionary monetary policy to increase macro output.

**JEL Classification** D21, D23, C25