

# 开放经济中的价格传递效应：中国的例证

孙立坚 李安心 吴刚\*

**摘要** 本文建立了一个分析新开放宏观经济学模型(NOEM),并在此基础上检验了内生货币政策在价格传递机制中所发挥的制约作用,以此鉴别中国“通缩输出论”的真伪性。我们得到两个重要的政策结论。首先,中国“通缩输出论”的基础是传统的“支出转移效应”,但忽略了进出口企业的定价能力等微观要素。这种主张不符合数据反映的现实情况。其次,一国的货币政策可以制约汇率和外国价格对本国价格的传递效应,这一特点是现有的价格传递效应理论所没有涉及的新机制,它的作用在美国表现得尤为突出。

**关键词** 价格传递效应,泰勒原则,NOEM

## 一、引言

根据国家统计局的调查表明,我国价格水平与世界价格水平的相互影响主要是通过货物贸易实现的。尽管经过20多年的对外开放,特别是2001年加入世界贸易组织以后,我国的对外开放度不断扩大,但目前我国经济与世界经济关联度最高的主要还是货物出口(进口),服务贸易出口(进口)还比较低。2001年货物出口(进口)总量相当于服务出口(进口)总量的近8(6)倍,决定了我国价格水平与世界价格水平的相互影响主要是通过货物出口(进口)实现的特征。

上述这种建立在贸易往来关系上的各国价格之间的相互影响一般是通过两个渠道来传递的:首先,是价格渠道,即来自国外价格的直接影响(foreign prices pass-through,以下简称“PPT”)。当名义汇率没有发生变动的时候,根据教科书的“一价定理”,一国物价的变动一定会影响它的出口价格,在宏观层面上,也就有可能会造成“通缩”或“通胀”进口或出口的现象(PPT)。<sup>1</sup>其次,是汇率渠道。传统的国际金融理论告诉我们,当汇率发生贬

\* 复旦大学经济学院。通讯作者及地址:孙立坚,上海市邯郸路复旦大学经济学院,200433;电话:65653828;E-mail:sunlijian@online.sh.cn。本文是2002年3月在北京大学中国经济研究中心召开的“Deepening financial arrangements in east Asia”国际研讨会上,根据与会的专家对孙立坚的题为“Exchange rate pass-through into domestic inflation in Asian economies”的学术报告所提出的建议修改后而成的。笔者感谢参加会议的Menze Chinn、Warwick McKibbin、佐佐木百合、小川英治、河合正弘、浜田宏一和伊藤隆敏对论文提出的宝贵意见。我们还要感谢《经济学季刊》匿名审稿人的宝贵建议。最后,我们对复旦大学经济学院江彦对实证部分给予的帮助表示感谢。当然,文责自负。本课题得到教育部(十五规划课题)、2002年全国博士后基金以及复旦大学金融学科建设项目和经济学院理论经济学博士后流动站的资助,在此一并致谢。

<sup>1</sup> 本文所说的“通缩”输出,是指一国将自己较低的价格水准通过设定与此相对应的出口价格,“输出”给自己的贸易伙伴,造成对方国家的需求转向廉价的外国进口商品,从而导致外国的整体价格水准也一起下滑。

值时外币计价的出口商品价格开始下降(exchange rates pass-through, 以下简称“EPT”)? 这会使得对方国家的需求发生转移, 从而导致对方国家的价格也随之下滑(支出转移效应)。尽管中国目前实行的是盯住美元的固定汇率制度, 但是, 我们主要的贸易伙伴大多数都采用浮动汇率制度, 加上进出口结算币种的多元化(表1), 所以, 和美元联动的人民币汇率就会对外国价格产生影响。近来国外有些人提出了中国“通缩输出论”的观点, 也就是基于上述“支出转移效应”的理论而做出的判断。但事实上, 这样的价格的传递效应并不一定成立! 而且, 国外的学术理论界从进出口企业商品定价能力的角度也对上述的价格传导机制提出了质疑。

表1 工业国的贸易中币种选择的比例(1992—1996)

|        | 美元   | 马克   | 日元   |
|--------|------|------|------|
| 出口 (%) |      |      |      |
| 美国     | 98.0 | 0.4  | 0.4  |
| 德国     | 9.8  | 76.4 | 0.6  |
| 日本     | 52.7 |      | 35.7 |
| 英国     | 22.0 | 5.0  | 0.7  |
| 法国     | 18.6 | 10.6 | 1.0  |
| 进口 (%) |      |      |      |
| 美国     | 88.8 | 3.2  | 3.1  |
| 德国     | 18.1 | 53.3 | 1.5  |
| 日本     | 70.4 | 2.8  | 22.5 |
| 英国     | 22.0 | 11.9 | 2.4  |
| 法国     | 23.1 | 10.1 | 1.0  |

资料来源: Tavlas(1998)。

近年来他们主要从产业组织理论、国际贸易的战略理论的视角, 对价格传递效应中的供给方——进出口企业的定价能力及其所发挥的作用做了深入地分析, 而批判了只重视商品需求面的支出转移效应对价格传递影响的片面解释。我们主要通过6个方面来归纳和评价这一领域的研究成果: 首先, 从不完全竞争的角度对汇率波动的价格传递机制进行的分析。这里就包含了对许多微观经济学定价因素的考虑, 如市场结构(Dornbusch, 1987), 需求弹性(Dornbusch, 1987; Feenstra, 1989), 成本的函数形式(Cheffert, 1994), 产品的替代程度(Dornbusch, 1987; Knetter, 1993; Yang, 1997), 等等。这些研

<sup>2</sup> EPT表示 exchange rate pass-through 这一专业术语的缩写, 它的基本思想是假定企业只关心以本币表示的收益, 这样, 汇率的波动就带来了是出口国还是进口国来承担价格相应调整的问题。因为根据“一价定理”(law of one price, 简称“LOOP”):  $p(i) = e p^*(i)$  这里  $p^*$  是本国商品的外币表示价格,  $e$  表示相对汇率,  $i$  代表某一商品的标记。我们用变化率来阐述汇率波动的价格转移机制(EPT):  $\dot{e}(i) = 1 + \epsilon^*(i)$ , 其中  $\dot{e}$  和  $\epsilon^*$  分别表示汇率波动所对应的本币和外币价格波动的概念。如果上式中  $\epsilon = 0$ , 表示本国(出口)的EPT完全, 即汇率波动完全转移到本国商品的外币表示的价格上。相反,  $\epsilon^* = 0$ , 则表示外国进口的EPT完全。但更多的情况是: EPT是不完全的, “一价定理”不能成立。

究在考虑了边际成本的变化后，考察了进出口价格对汇率变化的调整程度。许多的实证研究都得出了这样的结论：甚至在同一个国家或地区里，不同的产业也会对汇率的波动有不一致的反映。例如，Wang, K. L. and Chuang-Shu Wu (1999) 考察了一个特殊的行业，石油化工业。这是一个高度垄断的行业，在其目的地市场（至少是在台湾地区），只是面对极其微弱的竞争。在对这个行业的实证分析的基础上，他们认为，市场和产业的结构在决定汇率波动的价格转移机制中起着非常重要的作用。

其次，是关于“市场分割”（market segmentation）因素的研究。很多学者认为，汇率变化的影响能够被针对特定目标国成本加成（markup）部分的调整所抵消，从而使价格的变化程度小于汇率的变化程度，也就是产生了汇率波动对价格的不完全传递。Charles Engel and Jone Rogers (1996) 使用比较详细的关于美国和加拿大一些城市的 CPI 数据，对距离和国界在导致城市之间价格差异中所起的作用做了分析。结果表明，距离的确造成了城市间的价格差异，但国界也会起到很大的作用。他们从对进出口价格影响的两个传递渠道上对“国界效应”存在的原因作了很有力的解释，认为：一是贸易壁垒的影响。各个国家出于保护本国产业、本国市场等各种因素的考虑，总是设置各种显性和隐性的关税和非关税贸易壁垒，阻碍商品的进口或出口，为内外价格差异的长期存在创造了条件。二是名义汇率波动对价格的传递。当名义汇率发生波动时，由于商品价格在短期内存在 J 曲线效应，出口商品的价格并不能立即随之变动，从而在两国间出现了价格差异。

第三，对此的进一步研究涉及了在国际市场上存在的“价格歧视”（price discrimination）问题（李安心等，2003），Krugman (1987) 称之为“看市定价”（pricing to market，简称 PTM）。Marston (1990) 做了一个在国内市场和国外市场上销售商品的垄断者价格歧视的 PTM 模型，说明了出口价格对汇率变动的反应程度依赖于两个因素：在出口市场上的需求价格弹性和由于出口水平变化引起的边际成本的变化。利用这个思想，Knetter, M. (1989) 建立了一个关于特定产业在不同的出口目标国之间设定出口价格的“固定效应模型”（fixed-effect model），他把成本的变化从成本加成的变化中分离了出来，以区别边际成本和成本加成对于汇率变化的反应。通过这个模型，他发现，在大多数情况下，出口产品单位价值对于特定目标国的汇率波动是敏感的。这个结果与 Marston 的发现相一致。

第四，近年来许多的实证研究表明，由于商品价格的粘性特征从而使得名义汇率波动对价格的影响呈缓慢趋势。Campa and Goldberg (2001) 对 25 个 OECD 国家在 1975 年到 1999 年间汇率波动的价格转移做了分析，发现其中有 22 个国家在短期内不存在完全的汇率波动的价格转移，而只有 9 个国家长期汇率波动的价格转移现象被检验出，但其水平也是不完全的。Ghosh and Wolf (2001) 在对两份世界的著名杂志在国际市场上的销售价格的变化所做的实证分析中发

现,相对于策略定价和国际产品差异而言,粘性价格(sticky price)和菜单成本(menu cost)对于不完全的汇率波动价格传递效应是一个更好的解释。并且,与 Campa and Goldberg (2001)的发现相一致,他们也得出了只有在长期的视角上才能找到完全的汇率波动价格传递的证据,并且该结论能够被粘性价格理论很好的解释,但不能由传统的国际产品差异理论所解释。

第五,关于厂商选择结算币种(invoice currency)的问题。Grassman (1973)从实证结果中观察到国际贸易通常是以出口国的币种来结算,这一结论又被后来的几位学者所证实(Black, 1985),当然也出现了背离上述结论的实证结果(Basevi, et al., 1985),对这一现象的解释并没有引起人们太多的关心, Bilson (1983)提供了一个宏观经济学的解释, Giovannini (1988)指出它取决于风险中立的出口商收益函数是否是汇率的凸函数和凹函数有关。Fukuda and Cong (1994)认为外国市场的需要条件揭示了当时日本出口企业结算币种选择的机制, Viaene and Vries (1992)对此提出了出口商和进口商之间战略的非合作博弈的解释。Bacchetta and Wincoop (2001)的研究成果表明,当产品在进口国的市场份额变得越大时,与同类产品的替代弹性就越低,出口商的市场地位也就越强,也就更能选择本国货币作为结算货币,把汇率风险转嫁到进口国,造成 EPT 水平较高;同时,在进口国内部,进口商承担的 EPT 水平(trade price)要高于零售商价格(retail price),进口商成为汇率波动对国内消费水平冲击的缓冲器。

第六,从汇率波动影响的角度, Obstfeld and Rogoff (2000), Duarte and Stockman (2001)等学者发现,在现实经济中,汇率的剧烈波动在很多情况下是与实体经济相分离的,汇率波动对商品价格影响不大,即 EPT 效应不明显。Devereux and Engle (2002)对此做了如下的解释:首先,出口商采用当地货币定价(local-currency pricing)策略,即在进口国市场上用进口国货币定价,造成汇率波动和当地价格相分离,直接减弱了 EPT 效应。其次,汇率波动有可能造成出口商的利润损失,使其本能地将汇率风险转移到进口国上,以达到尽量减少由于不完全的 EPT 所造成的损失;但是当远期外汇市场存在时,出口商可以通过套期保值来规避汇率风险,这样就有可能大大降低由于汇率波动带来的企业收益上的损失,即减弱了 EPT 效应。

以上这些有代表性的文献综述,都强调了企业定价能力在价格传递中所发挥的重要作用,这在一定程度上解释了传统国际金融理论(如,支出转移效应等)无法解释的现象:比如价格歧视、国界效应等。但它们又过分强调了不完全的价格传递效应的微观决定要素,例如,价格需求弹性和市场结构等,而宏观货币政策被看作是外生给定的。事实上,近年又出现了一种被称为“泰勒货币原则”(Talyor, 2000)的新观点,即认为保持一个低通胀的经济环境能抑制进出口企业对其商品的定价能力,并在很多关于发达国家的实证研究中,这一假设得到了很好的验证(McCarthy, 2000; Campa and Gold-

berg, 2001)。

本篇论文的目的在于：总结近年来关于价格传递效应研究领域的最新成果，建立一个分析此类问题的新开放宏观经济学（NOEM）的理论框架，并在此基础上，运用比较严密的实证分析方法，检验内生的货币政策体系在价格传递机制中所发挥的制约作用，同时鉴别中国“通缩输出论”的真伪性。我们的研究主要在以下几个方面不同于国内外的同类研究：首先，我们所建立的模型不仅能反映出稳定物价的货币政策可以抑制或提高外国企业对其出口商品的定价能力，而且也能揭示出这一政策对消费者的流动性需求也会产生间接影响的效果，从而使国外的价格变动和汇率波动对国内价格传递的抑制或促进作用，要比只考虑供给单方面因素的泰勒原理来得更为明显。<sup>3</sup>其次，我们所建立的价格传递链的实证模型不仅能反映出支出转移效应的特征，而且也能揭示进出口企业商品定价能力的变化所带来的效果，从而使两国间的价格传递效应研究要比用一国出口量在对方国家或在世界中所占的比例这样的指标更有说服力（李晓超，2003）。<sup>4</sup>第三，代理变量界及其数据的设计。论文运用了 ARIMA 的动态预测模型，构建了一个反映依存价格的、内生货币政策的控制变量，以此来检验理论模型的合理性。

本篇论文的构成如下，第二部分建立宏观经济学的微观基础理论框架，分析各个民间经济主体的最优选择及其经济学意义，并通过企业的定价能力和消费者的流动性需求等供求两方面的因素来揭示价格传递效应的机制和货币政策的抑制效果。第三部分建立价格传递链的实证模型。第四部分关于数据和样本的选择。第五部分是实证结果及其分析。最后，强调全文的结论和政策含义。

## 二、新宏观经济学理论体系（NOEM）的建立

20 世纪 60 年代以后开放宏观经济学的主流是将传统的 IS—LM 分析体系扩展到开放经济体系中的所谓“蒙代尔—弗莱明”理论。但是，Obstfeld and Rogoff (1995) 将传统的凯恩斯学派中强调的粘性价格和产业组织理论中的不完全竞争融入到动态的一般均衡模型中，从而构筑起新开放宏观经济学理论（New Open-economy Macroeconomic Theory，简称“NOEM”）。因为该理论是以微观经济学中的核心部分——消费者的效用最大化和企业的利润最大化作为宏观问题分析的

<sup>3</sup> Taylor 只讲了内生货币原则对价格传递效应的抑制作用，我们认为如果企业是追求利润最大化，即使是本国处于“通缩”状态，他也会按照贸易伙伴国家的价格环境来制定自己的出口价格，以弥补自己在国内市场上的销售损失，即“按市定价（Pricing to Market）”。所以，如果贸易伙伴国的货币政策比较宽松的话，实际上是促进了出口国企业在贸易伙伴国的定价能力。这是我们解释通缩出口论站不住脚的理论依据之一。

<sup>4</sup> 李晓超：“中国没有输出通货紧缩”《人民日报》（2003 年 03 月 23 日第六版）。

微观基础,所以,除了能够很好的分析商品的定价机制以外,而且还能够阐明宏观经济政策对微观经济主体的影响机制(孙立坚,2003a)。本文正是通过NOEM模型的建立来反映出内生的货币原则与进出口企业商品定价机制之间的相互作用。这一模型的创新之处在于引入了流动性制约的效用函数,它不仅使控制通胀率的货币政策可以抑制外国企业对其出口商品的定价能力,而且也能揭示出这一政策对消费者的流动性需求也会产生间接影响的效果,从而使国外的价格变动和汇率波动对国内价格传递的抑制作用要比最早提出这一相互影响机制,而只考虑供给单方面因素的泰勒原理(2000)来得更为明显。事实上,和我们的理论模型相一致,在实证分析中不仅证明了泰勒原理的有效性,而且我们的流动性制约效果也得到了很明显的验证。

理论模型的构成主要从四个方面考虑:一是根据自己持有的流动性来决定市场商品需求的消费者部门,二是追求利润最大化来制定商品出口价格的企业部门,三是以货币政策为主要目标的政府部门。四是反映进出口企业之间商品贸易往来的对外贸易部门。

### 1. 消费者部门

为了后面更好的分析货币政策通过需求渠道对价格传递效应的抑制效果,在这里我们引进一个“money-in-the-utility”型的效用函数,即假定个人不仅从消费中(一般效用函数形式),而且也由实际货币存量所能带来的流动性服务中获取效用,但由于付出劳动而效用减少。因此,国内代表消费者的跨期效用函数为

$$U_t = E_t \left\{ \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left[ \frac{1}{1-\rho} (C_s)^{1-\rho} + \chi \ln \left( \frac{M_s}{P_s} \right) - \eta l_s \right] \right\}, \quad (1)$$

这里  $\beta \in (0, 1)$  是贴现率,  $\rho > 0$  反映跨期消费的替代弹性,  $\chi$  和  $\eta$  是正的标准化的参数。 $l$  代表劳动量,  $M$  表示国内货币的持有量,  $P_s$  表示单位复合商品的价格。这种效用函数的建立将使消费者需求对进出口企业的定价能力也会产生影响的这一机制变得更为直观,而其中政府的货币政策对消费者的流动性需求起了关键的制约作用。 $C$  按照(2)式给出的定义,是各种不同的消费品合计后得到的一个CES型(代替弹性一定)的消费指数。

$$C_t = \left[ \int_0^1 c_t(i)^{\sigma-1} y_{\sigma} di \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} (\sigma > 1), \quad (2)$$

其中,  $i$  是指各个商品的标记序号,它表示从 0 到  $n$  的范围中的商品是在本国销售,而从  $n$  到 1 范围中的商品是在外国销售。 $\sigma$  表示商品的代替弹性,对任何商品都是一定的。<sup>5</sup> 而且,对应此消费的物价指数,可根据在实

<sup>5</sup>  $\sigma$  是垄断的生产者所面对的商品需要的价格弹性,如果它比 1 小的话,边际收入就会出现负值。所以,为了保证均衡产出都有正的解,都设它大于 1。

际消费一定的条件下名义消费支出最小化的这一最优化原理，求出如下的表示形式：

$$P_t = \left[ \int_0^1 p_t(i)^{-\sigma} di \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (3)$$

因此，消费者对个别商品的需求，按照支出一定消费最大的优化原理，就可得到

$$c_t(i) = \left( \frac{p_t(i)}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t. \quad (4)$$

这表明个人的消费水平是和整体的消费水平、所消费商品的相对价格和商品的跨期替代弹性密切相关的。当某一个商品的相对价格偏高时，这个商品的消费比例就会下降，而另一个相对价格较低商品就会被青睐，这就是需求方面所反映出来的“支出转移效应”。

## 2. 企业生产部门

我们考虑的企业都是生产有差别的同类商品，即具有一定的定价能力的厂商，它们之间存在垄断竞争。但是，每一种商品都是通过如下同样的 Cobb-Douglas 型生产技术制造出来的：

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha}, \quad (5)$$

这里， $Y$  表示产出， $K$  表示生产所需的中间投入材料，它是将国内和进口商品通过下式复合后而得到的一个综合指标。

$$K_t = \left[ \int_0^1 k_t(i)^{\sigma-1} y_{i\sigma} di \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (\sigma > 1). \quad (6)$$

## 3. 政府部门

政府发行货币获取铸币税，但假定通过转移或政府支出正好平衡这笔收入。

$$G_t = \tau_t + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t}, \quad (7)$$

其中， $G$  表示政府支出， $\tau$  表示总人头税 (lump-sum tax)。因为本文主要探讨金融政策的作用，所以，政府支出假定为零，铸币税全部转移给本国消费者。

## 4. 对外部门

在标准的开放经济条件下的宏观经济模型中，本国的商品在国外的销售价格是通过外汇换算成为出口价格，为了便于分析和抓住货币原则问题的实质，我们暂时假定企业是根据本国货币来设定出口价格 (producer's currency pricing—PCP)，即：对个别商品而言，总是成立“一价定理”。因此，(3)

式所表示的本国和国外的物价水准又可展开为

$$P_t = \left[ \int_0^n p_t(i)^{-\sigma} di + \int_n^1 (e_t p_t^*(i))^{-\sigma} di \right]^{1/(1-\sigma)}. \quad (8)$$

但实际上在进出口部门, 汇率波动的不完全传递现象普遍存在。在以下的论述中, 我们将放松这一假定而引入重要的泰勒原理。事实上, 在后面的实证分析结果中, 我们也能清楚地观察到价格不完全传递的特征。

现在, 我们可以根据上面的模型框架设制出完全对称的两国经济主体部门的特征方程式(外国指标用右上角的星号加以区别), 分析各个经济主体的最优化行为。

### (一) 代表经济主体的最优化行为

#### 1. 消费者的最优消费计划

为了阐明本文问题的实质所在, 这里我们假定代表消费者的资产积累是以国际金融市场上交易的债券和满足流动性需求的本国货币这两种类型的资产形式来体现:

$$A_t = B_t + M_t,$$

因此它的名义预算制约条件可以有如下的微分方程式加以描述

$$\dot{A}_t = i_t B_t + W_t l_t - P_t C_t - P_t \tau_t,$$

这里,  $i_t$  表示名义利率,  $W$  表示名义工资, 而且  $\dot{A}_t = A_{t+1} - A_t$  (以下这类标记都表示增量的涵义), 将上式转换成如下的实际预算制约条件

$$\dot{a}_t = r_t a_t + w_t l_t - C_t - \tau_t - (r_t + \pi_t) m_t. \quad (9)$$

注意, 除了消费量用大写字母表示实际消费量(小写字母则代表个别商品的消费)以外, 其他的小写字母代表的各个变量, 不做特别说明的话, 都是以即期的一般价格指数处理后的实际价值, 即  $x = \frac{X}{P}$ ,  $r_t$  是实际利率,  $\pi_t$  是通货膨胀率, 因此, 代表个人的最优化问题就是在预算制约的条件下, 选择最佳的消费水准、流动性和劳动的供给量以使其效用最大化。

$$\max_{\{C, m, l\}} U_t = E_t \left\{ \int_s^{\infty} \left[ \frac{C_s^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi \ln(m_s) - \eta l_s \right] \exp[-\delta(t-s)] dt \right\}. \quad (10)$$

s. t.  $\dot{a}_t = r_t a_t + w_t l_t - C_t - \tau_t - (r_t + \pi_t) m_t.$

此类连续型动态一般均衡方程问题的最优化解, 可以通过建立如下所示的 Hamiltonian 函数来求得:



$$H_t = \left\{ \frac{C_t^{1-\rho}}{1-\rho} + \chi \log(m_t) - \eta'_t + \lambda_t (r_t a_t + w_t l_t - C_t - \tau_t - (r_t + \pi_t) m_t) \right\} \exp(-\delta_t t),$$

这里， $\lambda_t$  是债券的隐价格， $\delta$  为主观的贴现率。为了保证能够实现最优化的路径，必须满足如下的必要和充分条件<sup>6</sup>

$$\frac{\partial H_t}{\partial C_t} = 0 \rightarrow C_t^{-\rho} = \lambda_t; \quad (11)$$

$$\frac{\partial H_t}{\partial l_t} = 0 \rightarrow \frac{\eta}{w_t} = \lambda_t; \quad (12)$$

$$\frac{\partial H_t}{\partial m_t} = 0 \rightarrow m_t = \frac{\chi}{\lambda_t (r_t + \pi_t)}; \quad (13)$$

$$\frac{d(\lambda_t \exp(-r_t t))}{dt} = -\frac{\partial H_t}{\partial a_t} \rightarrow \frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = (\delta_t - r_t) \quad \text{欧拉方程式}. \quad (14)$$

另外，由 (11) 式和 (12) 式以及 (11) 式和 (13) 式，我们可以得到

$$\frac{\eta}{w_t} = \frac{1}{C_t^\rho}; \quad (15)$$

$$m_t = \frac{\chi C_t^\rho}{i_t}. \quad (16)$$

(15) 式反映了消费者所面临的对闲暇和劳动的两难选择。从 (16) 式中能看出，名义利率的增加会带来持有货币的机会成本增加，因此，实际货币需求量减少，而消费需求的增加则会提高流动性的偏好。

## 2. 生产者的价格设定

企业在满足市场商品需求的条件下设定未来一期的价格以使自己的收益现金流的现在价值达到最大化。

$$\max_{\{p_t(i)\}} \Pi_t = E_t \int_0^T (p_{t+1}(i) - mc_t) y_{t+1}(i) \exp(-\delta_t t) dt. \quad (17)$$

$$\text{s. t. } y_t(i) = \left( \frac{p_t(i)}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t^w.$$

如果设  $K$  和  $L$  的实际单位成本分别是  $f$  和  $w$ ，那么，根据 (4) 式就可以得到

<sup>6</sup> 除了一阶条件外，还需设定如下的横断条件，防止发散的泡沫状态 (Ponzi 博弈)

$$\lim_{T \rightarrow \infty} a_T \exp(-r_T T) = 0.$$

该式表示个人的最终资产的现在价值必须接近于零。

生产每个商品的边际成本为

$$mc_t = f_t^\alpha \omega_t^{1-\alpha}. \quad (18)$$

根据一阶条件 $\left(\frac{\partial \Pi}{\partial p(i)} = 0\right)$ ,可以得到

$$p_{t+1,i}(i) = \frac{1 - E_t \left\{ \frac{y_{t+1}(i)}{P_{t+1} C_{t+1}^W} \right\} (f_t^\alpha \omega_t^{1-\alpha})^{-1}}{\frac{1}{\sigma} + E_t \left\{ \frac{y_{t+1}(i)}{P_{t+1} C_{t+1}^W} \right\}}. \quad (19)$$

显然,从(19)式中可以看出,企业生产能力的提高或供过于求时( $y$ 增大)会使商品价格降低;相反,当市场对该商品需求量增加或供不应求的时候( $C$ 变大),企业可以设定较高的垄断价格,而且, $\sigma$ 越大,表示商品间的代替弹性越小,这也意味着“支出转移的效应”较低,所以,在这种情况下,企业也可以设置较高的垄断价格。当然,生产要素价格( $f$ 或 $\omega$ )的攀升也会导致商品价格向上调整。这就是所谓的企业的“商品定价机制”,对于进出口企业而言,还要考虑汇率变动的影响(公式(8))。

### 3. 稳定状态(steady-state)及其经济学意义<sup>7</sup>

当一个动态经济体系趋于稳定状态时,它的各项经济学指标的调整趋于稳定,所以,应该有

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = 0 \rightarrow \bar{\delta} = \bar{r}; \quad (20)$$

$$\pi_t = 0 \rightarrow \bar{m} = \frac{\chi \bar{C}^\rho}{\bar{r}}; \quad (21)$$

$$\bar{c}(i) = \bar{r} \bar{b} + \frac{\bar{p}(i) \bar{y}(i)}{\bar{P}}. \quad (22)$$

(20)式表明在动态系稳定状态中,主观贴现率和实际利率是相等的。(21)式是表明通胀率不存在。(22)式是反映各个商品市场的长期均衡状态。显然,从上面的推导中可以发现,对实际货币供给量的控制就是对消费者流动性的制约,它能够减少消费者对各个商品的整体需求 $C$ (21式),从而影响企业的预期,即定价能力 $p$ (19式)和个别商品的消费程度 $c$ (22式)。

#### (二) 汇率波动传递效应和货币政策的制约作用

这里,为了说明货币政策在其中所发挥的作用,我们假定消费者能够自

<sup>7</sup> 因为篇幅的限制,本文略去了关于收敛性及其路径问题的讨论部分,有兴趣的读者来信索取或参考孙立坚(2002)。

由地交易所有的资产来分担价格风险（否则，就会想方设法通过价格歧视来转嫁风险（李安心等，2003）），所以，在这样的完全市场的条件下，根据（4）（19）和（22）式我们整理后就能得到以下的公式：

$$\frac{e_t P_t}{P_t^*} = \Gamma_0 \left[ \frac{C_t}{C_t^*} \right]^\omega \quad (23)$$

$\Gamma$  是反映这一风险共享条件的参数结构。于是，根据（21）式，一国的通货膨胀状态（ $P$ ）就取决于该国的货币政策体系（ $M$ ）。而一国的物价环境（ $P$ ）反过来又影响企业的商品定价能力  $p$ （公式（19））。根据泰勒原则所强调的政策含义，我们使用盯住本国的（稳定状态下的）物价水准来描述这一政策体系。具体地说，就是可以考虑如下的一个线性的货币供给规则

$$\Delta M_t^c = -\mu \pi_{t-1}^{\text{error}} + v_t \quad (24)$$

其中， $\pi^{\text{error}} = P - \bar{P}$ ，表示物价水准偏移稳定状态水准的程度，同样， $\Delta M^c (= M - \bar{M})$  是反映政府为了抑制物价水准变化所采取的货币政策上的相应调整， $v_t$  是表示随机的货币供给方面的冲击， $\mu (> 0)$  是衡量政策对价格变化的反应程度。显然，当前一期的物价受到外界冲击而上涨时（例如，在供给方面，商品突然发生意想不到的短缺时），政府会减少货币供给（ $M$  变小）以控制通货膨胀率（稳定状态为零），反之亦然。于是，由（21）式可以看出，流动性的制约或增加可能会带来该商品消费的变化，所以，用本币表示的商品价格会出现相应的调整（（19）式），这样就影响了外国企业对其出口商品的定价能力，同时也说明汇率波动不能完全转嫁到用外币表示的出口商品的价格上，EPT 效应较弱（ $\epsilon$  较小）。总而言之，“一价原理”不能成立。也就是说，一国的物价变化不能轻易地迫使对方物价发生同方向的调整，即使在本国通缩的情况下（脚注 3）。

总之，这里所建立起来的模型，不仅能反映出控制通胀率的货币政策可以抑制或提高外国企业对其出口商品的定价能力（公式（19）），而且也能揭示出这一政策对消费者的流动性需求也会产生间接影响的效果（公式（21）），从而使国外的价格变动和汇率波动对国内价格传递的抑制或促进作用要比只考虑供给单方面因素的泰勒原理来得更为明显。

下面，我们要用实证的方法来检验上述价格传递效应理论的合理性，从而鉴别中国“通缩输出论”的真伪性和泰勒原理的有效性，我们主要考虑以下两个问题：

（1）价格传递效应来自哪一个渠道？汇率波动（ $\Delta e$ ）的要因（EPT）起主要作用呢？还是外国价格（ $\Delta p^*$ ）的变动（PPT）起主要作用？

（2）上述这种传递效应受哪些要素制约：国内需求（ $C$ ）、价格环境（ $P$ ）还是政府的货币政策（ $M$ ）？

### 三、实证模型

为了更好地论证上面这两个问题,我们决定把实证分析的焦点放在中、日、美三国关于汇率和外国出口价格对本国价格影响的传递链上:首先外部变化(汇率波动和外国价格的不稳定)的第一个传递“站”是国内的进口价格;第二“站”是国内厂商的生产要素价格;第三“站”是到达最后的消费者商品价格。尽管每一“站”的传递效应特征和制约要素是不完全一样的,但变量的选择都是从供需影响价格的机制(公式(19)或公式(4)——定价能力或支出转移)、收入影响数量的机制(公式(22)——收入效应)和内生货币原则的制约机制(公式(21),(24)——政策效应)这三大机制的角度来考虑的。

#### (一)进口价格“站”的回归方程式

首先,对公式(23)式的两边取对数,然后根据公式(8),(19),(21),(24)对其作进一步的整理,便可得到本文的第一个线性计量模型(公式(25))。显然,可以看出,一国的进口价格的变化原因主要由三部分组成:一是通过外国商品的价格传递(定价能力或支出转移);二是进口国的需求变化(收入效应);三是进口国的价格环境(政策效应),即

$$\pi_{it}^m = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1}(\pi_{it}^c) + \beta_2 \pi_{it}^{X*} + \beta_3(\Delta e_{it}) + \beta_4 \pi_t^W + \beta_5(\Delta y_{it}) + u_{it}, \quad (25)$$

这里  $i$  代表企业,因为本文的实证分析用的是宏观数据,所以实际上是表示国家。 $m$  是指进口, $\pi$  是表示价格的变化率。于是  $\pi_{it}^m$  指的就是  $t$  时刻  $i$  国家的进口价格变化率。 $c$  表示消费, $X$  表示出口, $W$  表示世界的生产要素价格, $y$  表示国内经济生产总值。 $e$  表示两国的相对汇率, $E$  表示期望算子, $\Delta$  表示差分算子。根据上述理论模型所揭示的经济学意义,方程(25)式的符号条件应该是: $\beta_1, \beta_2, \beta_4, \beta_5 > 0, \beta_3 < 0$ 。(25)式的经济学意义是:在这一个链上,进口价格的变化率  $\pi_{it}^m$ ,是由外国成品价格的变动  $\pi_{it}^{X*}$ 、汇率波动  $\Delta e_{it}$  和原材料价格的变动(反映定价能力或支出转移的3项价格指标)再加上反映市场需求的经济增长率(收入效应指标)和体现政府货币政策效果的国内价格环境(政策效应指标)等因素来“说明”。

#### (二)关于国内生产要素市场价格“站”的回归方程式

同理,生产要素的市场价格变化的原因也是由三部分组成:一是原材料的进口价格(定价能力或支出转移的价格指标);二是国内需求的变化(收入

效应的指标)；三是国内的价格环境（政策效应指标），即

$$\pi_{it}^p = \lambda_0 + \lambda_1 \pi_{it}^m + \lambda_2 E_{t-1}(\pi_{it}^c) + \lambda_3 (\Delta y_{it}) + \eta_{it}, \quad (26)$$

这里  $p$  表示国内生产者的要素价格。根据上述的符号说明，(26) 式表明生产要素价格的变动率将受到进口价格的变动率、经济增长率和国内的价格环境等要素来说明。

### (三) 表示国内消费者价格“站”的回归方程式

消费者价格变化的影响因素稍微复杂一些，除了受到进口价格、生产者价格的直接影响（定价能力或支出转移的价格指标）外，它还取决于本国的景气状况（收入效应指标）和内生货币供给量的变化效果（政策效应指标）。这最后一个因素的数据生成及其效果验证是本文的最大贡献之一，也是质疑中国“通缩出口”论的依据之一。

$$\pi_{it}^c = \phi_0 + \phi_1 \pi_{it}^m + \phi_2 \pi_{it}^p + \phi_3 (\Delta M_{it}) + \phi_4 (\Delta y_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (27)$$

上标  $c$  表示消费者价格。这里政府货币原则的作用究竟有没有，关键在于  $\phi_3$  的显著性及其符号上。按照泰勒原则，政府的目的是通过调整货币供应量来控制物价的上涨，所以该值应该显示为负才对。为了保证该符号判别的准确性，我们除了直接利用  $M_1$  的数据以外，还使用了货币原则的代理变量（ $\pi_{t-1}^{\text{error}}$ ）来进行参数估计（公式（24））。

## 四、数据和样本的选择

为了揭示泰勒内生货币原则的有效性，这次研究采用的是宏观月数据，根据数据的可取性和所讨论的问题的性质，时间范围都定在 1986 年 1 月开始至 2001 年 7 月为止。<sup>8</sup> 绝大多数的数据都来源于 IMF 公开发行的《国际金融统计年鉴》。

我们首先选择对中国价格传递效应作为首要研究对象，但是，因为中国的进口价格指数的月数据不对外公布，所以，我们就用进口总额作为价格的代理变量，考虑到中国进口的绝大部分商品在很长一段时间内都是价格弹性较低的生产的必需品，这样的代替估计不会产生较大的偏差。<sup>9</sup> 尽管如此，我们还是发现中国的生产要素价格指数的变化率、消费者物价指数的变化率、工业生产总值的经济增长率和货币供给的增长率，均是不稳定的数据，存在单位

<sup>8</sup> 在对中国的进口价格传递效应的研究中，因为主要数据都不稳定，所以又分析了中国宏观经济变量之间的协整关系。此时，根据数据的可得性，我们选择的时间范围是 1995 年 2 月开始至 2003 年 3 月为止。

<sup>9</sup> 根据微观经济学的原理，对于需求弹性较低的商品，当价格上升时，不会引起需求数量较大的变化，而价格的上升会带动出口额的增加，呈正相关关系，反之亦然。

根。通过 Johansen 协整检验,也没有发现它们之间存在任何的协整关系。故在第二根和第三根的价格链上,我们只能选择日本和美国作为重点分析对象。同时,对他们各自的主要贸易伙伴国也作了必要的选择。比如对于日本,选择了中、美、韩、印尼、泰等主要贸易伙伴国的出口价格和相对名义汇率指标;对于美国,选择了中、日和北美贸易区的加拿大、墨西哥等主要贸易伙伴国的出口价格和相对名义汇率指标。为了更好地揭示各国之间的价格传递效应的特点,我们还选取了亚洲国家、发达国家和拉美国家的整体出口价格指标来考虑它们的规模效应。另外,因为中国和墨西哥的出口价格都没有被 IMF 收录,考虑到这些发展中国家的出口产品价格弹性较低,所以同样就用出口额来代替出口价格。

关于国内的主要经济指标,因为需要的是月数据,所以就用了工业批发价格指数(WPI)来代替生产者价格指数(PPI),用工业生产指数(IPI)来代替GDP。而且,中国的工业生产指数、 $M_1$ 、CPI和PPI数据都不全,IMF的统计的口径与中国自己公布的有些出入,所以,我们采用了新华网公布的月数据。<sup>10</sup>另外,关于美国的货币供给量( $M_1$ ),IMF只公布了季度数据,所以,就用了美国FBR公布的月数据。

## 五、实证结果和意义

根据第三部分的计量模型,我们先检验价格传递效应在样本国(中、美、日)进口价格中存在与否的问题。在第一个链上,我们发现除了日本以外,各个地区整体的价格传递效应要比各个国家的对中影响更为显著,而且中国的进口价格还受到它本身的惯性制约,这在一定程度上反映了我国的进口商品价格与出口国价格之间存在着差异,即有价格歧视现象。另一方面,尽管中国实行的是实际上盯住美元的汇率制度,但是人民币对美元的汇率还是具有显著性,这意味着对中国的EPT存在,但是,在后面我们可以注意到人民币汇率的影响没有传递给美国的进口价格,所以,可以推测,中美之间的贸易结算都是以美元计价的(表2)。<sup>11</sup>此外,中国的需求因素(收入效应)不起作用,中国的物价环境也没有显著性(所以,在最后的回归方程式中没有将其列入在右边的解释变量的集合中)。这说明中国的进口商品,一定程度上受到国家的管制,整体上是属于价格弹性较低的必需品,它与中国消费者的购买力无直接关系。而且,中国的货币政策并没有显示通过稳定物价环境来制

<sup>10</sup> 网址是<http://www.xinhuaonline.com/index.shtml>。

<sup>11</sup> 因为篇幅的原因,我们只将回归统计结果中最好的案例罗列出来,至于对各个案例的详细结果、回归模型改善的技术处理(如工具变量、一般矩、误差修正、向量自回归等)和有关统计方法的论述,请参看 Sun and Jiang(2003),以下同。

约外国企业对其出口商品价格的定价能力这一内在机制。

表 2 中国(CN\_IMP)

|            | 常数                       | 日本出口<br>价格               | 人民币对<br>美元汇率            | 欧洲出口<br>价格               | 拉丁美洲<br>出口价格           | 中国进口额<br>一阶滞后            |
|------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| 中国进口额      | 0.041402<br>[ 0.004 ]*** | 0.548489<br>[ 0.000 ]*** | -0.3821<br>[ 0.000 ]*** | -0.15972<br>[ 0.009 ]*** | 0.164004<br>[ 0.057 ]* | 0.412776<br>[ 0.000 ]*** |
| R-squared  | 0.441667                 |                          |                         |                          |                        |                          |
| Durbin's h | -5.42867                 | [ 0.000 ]                |                         |                          |                        |                          |
| LM         | 0.285152                 | [ 0.593 ]                |                         |                          |                        |                          |
| F          | 26.8956                  | [ 0.000 ]                |                         |                          |                        |                          |

注：括弧中的数指表示  $p$  统计值。第一列的中国进口额为被解释变量，第一行的其他各要素都是解释变量。Dh 值是存在滞后项时的序列相关性检验值，LM 是检验异方差的拉格朗杰乘数。

\*( \*\* ] \* \* \* ) 分别说明在 10%( 5% ] 1% ) 水准下的显著性。以下同。

其次，外国价格和汇率对于日本进口价格的直接影响却没有发现这样的“地区效应”，相反贸易伙伴国的影响举足轻重（表 3）。在这里，我们能发现，美国对日本的价格传递效应，无论是从汇率波动的角度（EPT）还是从出口价格变化的角度（PPT）都要比其他贸易伙伴国来得更为突出，而中国对日本的影响在贸易伙伴国中是比较小的。<sup>12</sup>另外，有趣的是日本的收入效应和货币政策与我国一样也不起作用。但是，我们认为问题的性质却不同：日本收入效应低主要是因为日本消费者收入弹性较低的缘故，而 20 世纪 90 年代初日本泡沫经济的崩溃是至今为止（占我们实证分析所截取的时间段的一大部分）导致其货币政策无法正常发挥作用的根本因素。

表 3 日本(JP\_IMP)

|           | 常数                  | 中国出<br>口额           | 人民币<br>对日元<br>汇率    | 印度尼<br>西亚出<br>口额    | 印尼盾<br>对日元<br>汇率   | 泰国出<br>口价格          | 泰铢对<br>日元汇<br>率     | 美国出<br>口价格          | 日元对<br>美元汇<br>率     |
|-----------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 日本进口价格    | -0.016<br>[ 0.032 ] | 0.1556<br>[ 0.000 ] | -0.086<br>[ 0.024 ] | 0.2476<br>[ 0.000 ] | -0.03<br>[ 0.113 ] | -0.236<br>[ 0.014 ] | -0.088<br>[ 0.076 ] | 0.6917<br>[ 0.004 ] | 0.5699<br>[ 0.000 ] |
| R-squared | 0.8697              |                     |                     |                     |                    |                     |                     |                     |                     |
| DW        | 1.1189              |                     |                     |                     |                    |                     |                     |                     |                     |
| LM        | 13.301              | [ 0.000 ]           |                     |                     |                    |                     |                     |                     |                     |
| F         | 130.94              | [ 0.000 ]           |                     |                     |                    |                     |                     |                     |                     |

然而，在对美国进口价的个案分析中，我们却得到了一个混合的效应（表 4）：北美贸易区中，加拿大的影响和亚洲整体对美的价格传递效应都非常突出，高于其他国家或地区。其中，中国出口价格的影响相对而言还是很小，

<sup>12</sup> 另外，我们还发现了一个有趣的事实：泰国的出口价格在我们所有涉及的分析方程式中，都出现了负符号。

人民币对美元汇率不起作用。不过,反映供需关系和货币政策效果的物价环境,确实很大程度上发挥了对外国企业在美国定价能力的制约作用。

表4 美国(US\_IMP)

|           | 常数               | 中国出口额            | 美国 CPI           | 加拿大出口价格          | 加元对美元汇率          | 亚洲出口价格           | 工业国出口价格          | 墨西哥出口额           |
|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 美国进口价格    | -0.03<br>[0.000] | 0.021<br>[0.026] | 0.805<br>[0.000] | 0.389<br>[0.000] | -0.26<br>[0.000] | 0.233<br>[0.000] | 0.056<br>[0.001] | 0.032<br>[0.009] |
|           | ***              | **               | ***              | ***              | ***              | ***              | ***              | ***              |
| R-squared | 0.87             |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| DW        | 0.552            |                  |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| LM        | 7.384            | [0.007]          |                  |                  |                  |                  |                  |                  |
| F         | 169.6            | [0.000]          |                  |                  |                  |                  |                  |                  |

在第二个链——即对生产者价格的传递效应分析中,我们发现,分别用中国的生产者价格指数和中国的消费者物价指数衡量的价格变化率、用中国的工业生产总值衡量的经济增长率和用日本的消费者物价指数衡量的价格变化率以及用美国的工业生产指数衡量的美国经济增长率都存在单位根。<sup>13</sup>于是,便对中国的生产者价格指数与消费者物价之间作了 Johansen 协整检验,结果没有发现协整关系(表7)。所以,这一环节的分析就主要是针对日、美两国。另外,日本的消费者物价指数有单位根,我们就用工业生产指数的变化率和货币供给量来代替,因为它们能反映市场需求和货币政策以及由它们引起的价格变化。通过回归分析,发现日本的贸易伙伴国对日本的批发价格传递效应要比“地区”整体明显的多。尽管如此,中国的出口价格在这里没有显著性,的确,人民币对日元的汇率对日本批发价格的传递效应(EPT)是存在的,但相对其他国家而言,同样并不起主要作用(表5)。值得注意的是,在这一根链上,日本的货币供给量和景气指数都有了相当大的显著性,符号条件也满足。但这并不说明,日本的收入效应和政策制约效果发生了作用(与前面的事实发生了冲突)。实际上,我们后面将检验出日本的批发价与其消费者物价存在着明显的协整关系,即意味着它们之间不可能被其他因素来长期左右。所以这里的显著性恰恰都是表明日本泡沫经济崩溃的特征:经济萧条、国内价格破坏、货币政策迈入流动性陷阱。不过在该表中,我们不难看出 DW 值偏低(序列相关)的问题,尽管用了很多参数估计方法,但改善效果很不明显。最后,我们认为,用日本 WPI 衡量的物价变化率,其单位根检验没有通过 95% 的显著性可能是导致参数估计效果不好的主要原因。果然,在

<sup>13</sup> 我们分别用了三种不同的方法,即权重对称(WS)检验法,DF 检验法和 Philip 检验法,对计量模型中涉及的各个变量可能出现的 TSP、DSP 和误差项高阶自相关的不稳定问题作了单位根检验。因为篇幅有限,没有列出结果。感兴趣的读者可向作者直接索取。



第三根链的分析中，我们确实验证了这一想法。

表 5 日本 (JP\_ WPI)

|           | 常数                | 泰国出口价格             | 泰铢对日元汇率            | 人民币对日元汇率           | 美国出口价格             | 工业国出口价格           | 日本货币供应量一阶滞后        | 日本工业生产指数           | 虚拟变量                 |
|-----------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|--------------------|----------------------|
| 日本 WPI    | 0.0106<br>[0.000] | -0.1498<br>[0.000] | -0.0174<br>[0.012] | -0.0315<br>[0.000] | 0.12732<br>[0.009] | -0.023<br>[0.092] | -0.1769<br>[0.000] | 0.18036<br>[0.000] | -9.59E-03<br>[0.000] |
|           | ***               | ***                | **                 | ***                | ***                | *                 | ***                | ***                | ***                  |
| R-squared | 0.67194           |                    |                    |                    |                    |                   |                    |                    |                      |
| DW        | 0.58284           |                    |                    |                    |                    |                   |                    |                    |                      |
| LM        | 7.33288           | [0.007]            |                    |                    |                    |                   |                    |                    |                      |
| F         | 45.0614           | [0.000]            |                    |                    |                    |                   |                    |                    |                      |

关于美国，我们意外地发现，对它的第二根链——即美国批发价的传递效应上，亚洲地区和各国的影响都不大或没有显著性，而是北美贸易区的加拿大和墨西哥存在“显著”的影响。其中，加拿大的影响依然很大（表 6）。这也可能和两个地区的贸易结构和市场垄断力的不同有关，即：一种可能性是亚洲各国的最终消费品出口于美国的形式比较普遍，相对而言，加拿大和墨西哥的生产材料的出口可能更为明显。第二种可能性是，亚洲各国在美国内外实行有别的定价（PTM）所致（外界普遍认为是这样）。还有另外一种可能就是存在文献综述中所提到的“国界效应”（Engel and Rogers, 1996）。同样在这一个链中，反映美国供需变化和货币政策效果的物价环境起了不可忽视的作用。

表 6 美国 (US\_ WPI)

|           | 常数               | 墨西哥出口额           | 墨西哥比索对美元汇率       | 加拿大出口价格         | 美国 CPI           | 加元对美元汇率          | 虚拟                  |
|-----------|------------------|------------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|---------------------|
| 美国 WPI    | -0.03<br>[0.000] | 0.014<br>[0.016] | -0.01<br>[0.000] | 0.44<br>[0.000] | 1.198<br>[0.000] | -0.24<br>[0.000] | 5.60E-03<br>[0.001] |
|           | ***              | **               | ***              | ***             | ***              | ***              | ***                 |
| R-squared | 0.928            |                  |                  |                 |                  |                  |                     |
| DW        | 0.755            |                  |                  |                 |                  |                  |                     |
| LM        | 0.633            | [0.426]          |                  |                 |                  |                  |                     |
| F         | 385              | [0.000]          |                  |                 |                  |                  |                     |

关于第三根链——即消费者价格传递效应的问题，因为中、日两国的 CPI 存在单位根，事实上回归出来的效果也很差。不得已我们对日本的 CPI 和日本的 WPI 作了协整检验，结果意外地发现，它们之间在 90% 的置信区间内存在着协整关系（表 7），而中国没有被确认。这意味着日本 WPI 的调整是受到本国 CPI 变化制约的，和本国 CPI 保持共同的“趋势”，一起达到“长期意义上”的协整均衡，而不会受到外部的价格传递效应和货币政策的持续影响。

表7 Johansen 协整分析

$$\text{方程式: } \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-1} + A Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

|                   | 中国案例                                  | 日本案例             |
|-------------------|---------------------------------------|------------------|
| 滞后阶数( $p$ )       | 最佳 5                                  | 最佳 3             |
| 特征根 1             | 0.52171                               | 0.074327         |
| 特征根 2             | 0.20791                               | 0.014988         |
| 特征根 3             | 0.17042                               |                  |
| 特征根 4             | 0.026613                              |                  |
| $H_0: r=0$        | 40.27042                              | 15.97415         |
| $P\text{-valAsy}$ | 0.24926                               | 0.091145         |
| $H_0: r \leq 1$   | 15.19416                              | 2.61261          |
| $P\text{-valAsy}$ | 0.78426                               | 0.47354          |
| $H_0: r \leq 2$   | 7.26958                               |                  |
| $P\text{-valAsy}$ | 0.68341                               |                  |
| $H_0: r \leq 3$   | 0.91711                               |                  |
| $P\text{-valAsy}$ | 0.70631                               |                  |
| 样本数               | 58                                    | 181              |
| 被检验的变量            | 工业生产指数<br>货币供给量<br>生产者物价指数<br>消费者物价指数 | 批发价指数<br>消费者物价指数 |

注释 特征根是指 Johansen 为识别单位根所建立起来的多元 VAR 模型中关于系数矩阵(  $A$  )的特征方程式的解。  $r$  代表原始假设中的独立的特征根的个数。

关于美国消费者物价的传递效应分析, 因为根据我们的理论模型, 重点是要检验货币政策的内生性, 所以我们在着手分析这个问题之前, 需要根据方程式(24), 构建一个反映依存价格的、内生货币政策的控制变量。具体的想法是, 假定央行是一个理性的决策人, 它会利用以往关于市场对货币供给量的消化程度的所有信息(观察实际的通货膨胀率与自己预期的通货膨胀率的偏差)来做出下一阶段市场的货币需求的调整方向, 从而保持物价的相对稳定。为此, 我们先用非线性的 ARIMA(1,0,3) 时间序列模型(孙立坚, 2003b) 来逐期测算通货膨胀率的预期值, 其计量方程式和参数估计的结果如下<sup>14</sup>

$$\pi_{it}^e = \hat{\alpha}_0 + \hat{\beta}_1 \pi_{it-1} + \varepsilon_{it} - \hat{\theta}_1 \varepsilon_{it-1} - \hat{\theta}_2 \varepsilon_{it-2} - \hat{\theta}_3 \varepsilon_{it-3}$$

$$0.181026\text{E-}02 \quad 0.942156 \quad -0.432710 \quad -0.033672 \quad -0.141841$$

$$[0.049] \quad [0.000] \quad [0.000] \quad [0.698] \quad [0.071]$$

$$R\text{-squared} = 0.954206, \text{LM het. test} = 0.844482 [0.358],$$

<sup>14</sup> ARIMA 的结构识别是先利用 ACF 和 PACF 函数、和  $Q$  值的显著性来判别。然后再根据 Box-Jenkin 的“节约”原则, 观察损失函数 AIC 和 SBIC 值的大小, 选择结构。这里我们只给出了其中一个最好的结果, 即: ARIMA(1,0,3)

$$\text{Durbin-Watson} = 1.97678$$

$$Q(6) = 0.60838, Q(8) = 0.17289, Q(10) = 0.33119$$

于是,我们就可以得到(24)式中的  $\pi_{it}^{\text{error}}$  (经单位根检验它是稳定的),再与反映需求面的工业生产指数和外国的汇率与价格等要素一起,对被解释变量消费者物价指数进行回归分析。如果(24)式所表示的泰勒货币原则起作用的话,回归模型(27)式中的  $\phi_3$  应该为正才对,因为用  $M_1$  变化率直接进行回归的话,则该系数符号应该为负。不过这里,美国的  $M_1$  经过检验发现存在单位根,不能直接拿来回归。<sup>15</sup>值得重申的是,在这一根传递链上,美国货币政策的内生性得到了充分的验证,而且作用很大,甚至能通过流动性的制约机制(公式(21))来控制住经济繁荣所带来的物价上升的趋势(工业生产指数前的符号是负的,即处于一种“供过于求”的状态),这和许多美国的经济学家指出现象是吻合的(Choudhri and Hakura, 2001),具体的结果见表8。当然,从表中我们也可以看到,中国确实影响了美国消费者物价(尽管我们对美批发价的影响不存在),但是与日本的汇率和出口价格对美消费者物价的传递程度相比,我们还是很小的。

表 8 美国(US\_CPI)

|           | 常数                        | 美国工业<br>生产<br>指数          | 美国政<br>策变量                | 加拿大<br>出口价<br>格           | 加元对<br>美元汇<br>率          | 墨西哥<br>出口额               | 中国出<br>口额               | 日本出<br>口价格               | 日元对<br>美元汇<br>率          |
|-----------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 美国 CPI    | 0.035<br>[ 0.000 ]<br>*** | -0.28<br>[ 0.000 ]<br>*** | 0.742<br>[ 0.001 ]<br>*** | 0.052<br>[ 0.003 ]<br>*** | -0.1<br>[ 0.000 ]<br>*** | 0.03<br>[ 0.000 ]<br>*** | 0.01<br>[ 0.014 ]<br>** | 0.055<br>[ 0.013 ]<br>** | 0.04<br>[ 0.001 ]<br>*** |
| R-squared | 0.672                     |                           |                           |                           |                          |                          |                         |                          |                          |
| DW        | 0.559                     |                           |                           |                           |                          |                          |                         |                          |                          |
| LM        | 11.07 [ 0.001 ]           |                           |                           |                           |                          |                          |                         |                          |                          |
| F         | 43.01 [ 0.000 ]           |                           |                           |                           |                          |                          |                         |                          |                          |

## 六、结 论

本文针对外国价格、相对名义汇率的波动对一国价格的传递效应(pass-through)做了理论和实证的分析。尤其是文中运用新开放宏观经济学模型(NOEM)得到了一个重要的结论:稳定通胀率的货币政策可以抑制或促进在本国具有价格垄断能力的外国企业在贸易伙伴国中对其出口商品的定价能力,从而在一定程度上能控制住外国价格和名义汇率波动所带来的向本国价格传递的市场风险,而且这种形式的货币政策也能对消费者的流动性需求产生影

<sup>15</sup> 实际上我们用  $M_1$  也做了回归,虽然符号条件都满足,但效果(如决定系数,LM值等)不如代理变量。

响,从而使对价格传递的抑制作用要比 Taylor (2000) 论文中只考虑供给方的预期时所描述的程度还要明显。

为了证实理论模型中所提到的价格传递效应的经济学意义,尤其是货币原则对传递效应所起的抑制作用,论文的又一特色在于,按照价格传递链的逻辑,对中、日、美三国的案例进行了比较严密的实证分析。结果表明,三国之间的价格传递效应显示出较大的不对称性。

对于中国,进口价格的影响中,地区效应要比两国间的影响更为明显,尽管如此,日本的作用不可忽视。还有一个值得一提的特点是,尽管美国对中国进口价格的影响没有起作用,但是人民币对美元汇率在分析中具有显著性(EPT存在),而放到美国的案例中就失去了显著性,这表明中美贸易的绝大部分都是以美元计价的。而且,商品在中国的定价方式有价格歧视的特征(PTM现象)。

关于美国,加拿大的影响特别显眼,而中国出口价对美进口价格的实际影响微乎其微,这在一定程度上也表明中国企业的商品定价能力依存于美国的物价环境,而与本国的价格水准没有直接的联系(PTM现象)。尤其需要指出的是,尽管美国的进口价格和工业批发价在不同层面上受到了与其他贸易伙伴国的相对汇率(EPT)和价格变动(PPT)因素的显著影响,但是,美国的消费者物价却没有发现这种较为明显的价格传递效应,这主要是归功于美国稳定物价的货币政策,而正是这种政策下的价格环境,左右了外国企业在美国对其出口商品的定价能力。

就日本而言,人民币的作用(EPT效应)相对中国出口价格(PPT效应)而言,可能显得更为重要一些,但是它比起美国、泰国、印尼等国的出口价格对日本的传递效应而言,作用还是很小的。值得指出的是,日本的批发价和消费者物价存在着协整关系,这意味着日本的价格体系比较特殊,由本国的要素所决定,另一方面,也在一定程度上反映了泡沫经济崩溃的特点。

当然,本文还有一些有待改进的地方,比如,数据的改善,包括获取单个进出口商品价格的数据、双边贸易的数据等。另外,模型的提炼。为了区分价格传递效应中,支出转移机制和商品定价机制哪一个更重要,有必要将内外商品的消费量在模型中明确体现出来。尽管如此,建立在本文比较严密的理论和实证分析的基础上,我们还是得到了一些令人信服的政策含义:

首先,实证结果表明,中国的汇率和出口价格对美、日的价格传递效应(无论是EPT还是PPT)都是很弱的,几乎不存在。并且像许多国外企业一样,中国企业对其出口商品的定价是依存于进口国的价格环境的,而与本国的价格水平没有必然的关系(PTM特征)。所以,主张中国“通缩输出论”是没有科学根据的,至少在我们所研究的这段较长的样本期间内。

其次,理论模型揭示了一国的货币政策可以制约或促进外国出口价格对本国价格的传递效应。实证结果也显示,这一点尤其在美国运用得非常明显。这

意味着美国贸易伙伴国的价格水准并不能同方向的左右美国的消费者物价水准。

## 参 考 文 献

- [ 1 ] Bacchetta, P. and E. V. Wincoop, " A Theory of Currency Denomination of International Trade ", mimeo, November 2001.
- [ 2 ] Basevi, G., D. Cocchi, and P. L. Lischi, " The Choice of Currency in the Foreign Trade of Italy ", *Research Paper*, 1985, 17 ( University of Bologna ).
- [ 3 ] Bilson, J. F. O., " The Choice of an Invoice Currency in International Transactions ", in Bhandari, J. S. and Putnam, B. H. ( eds ), *Economic Independence and Flexible Exchange Rates* ( Cambridge, Mass. : MIT Press ), 1983.
- [ 4 ] Black, S. W., " International Money and International Monetary Arrangements ", in Jones, R. W. and Kenen, P. B. ( eds ), *Handbook of International Economics*, Vol. II ( Amsterdam : North-Holland ), 1985.
- [ 5 ] Campa, J. M. and L. S. Goldberg, " Exchange Rate Pass-Through into Import Prices : A Macro and Micro Phenomenon ", mimeo, IIESE Business School and Federal Reserve Bank of New York, 2001.
- [ 6 ] Cheffert, J.-M., " *Exchange Rate and Prices in Models of Imperfect Competition* ", PhD thesis ( University of Namur, Belgium ), 1994.
- [ 7 ] Choudhri, E. and D. Hakura, " Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices : Does the Inflationary Environment Matter ? " IMF Working Paper WP/01/194, 2001.
- [ 8 ] Devereux, M. and C. Engle, " Exchange Rate Pass-Through, Exchange Rate Volatility, and Exchange Rate Disconnect ", *Journal of Monetary Economics*, 2002, June, 913—940.
- [ 9 ] Dornbusch, R., " Exchange Rates and Prices ", *American Economic Review*, 1987, 77 ( March ), 93—106.
- [ 10 ] Duarte, Margarida and Alan Stockman, " Rational Speculation and Exchange Rates ", *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, No. 8362, 2001.
- [ 11 ] Engel, Charles and John Rogers, " How Wide is the Border ? " *American Economic Review*, forthcoming, 1996.
- [ 12 ] Feenstra, Robert, " Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates Under Imperfect Competition : An Empirical Test ", *Journal of International Economics*, 1989, 27, 25—45.
- [ 13 ] Fukuda, S.-I. and J. Cong, " On the Choice of Invoice Currency by Japanese Exporters : The PTM Approach ", *Journal of the Japanese and International Economies*, 1994, 8, 511—529.
- [ 14 ] Ghosh, A. and H. Wolf, " Imperfect Exchange Rate Pass-Through : Strategic-Pricing and Menu Cost ", *CESifo Working Paper*, No. 436, March 2001.
- [ 15 ] Giovannini, A., " Exchange Rates and Traded Goods Prices ", *Journal of International Economies*, 1988, 24, 45—68.
- [ 16 ] Grassman, S., " A Fundamental Symmetry in International Payment Patterns ", *Journal of International Economics*, 1973, 3, 105—116.
- [ 17 ] Knetter, Michael, " Pricing Discrimination by U. S. and German Exporters ", *American Economic Review*, March 1989, 79, 198—210.
- [ 18 ] Krugman, Paul, " Pricing to Market When the Exchange Rate Changes ", in S. W. Arndt and J. D. Richardson ( eds. ), *Real-Financial Linkages Among Open Economies*. Cambridge : MIT Press, 1987.
- [ 19 ] 李安心、孙立坚, " 购买力平价难以成立的重要原因 : 从 ' 价格歧视 ' 的新观点来论述 ", 《世界经济研究》, 2003 年第 1 期, 第 81—85 页。
- [ 20 ] Marston, Richard, " Pricing to Market in Japanese Manufacturing ", *Journal of International Economics*, 1990, 29, 217—236.

- [ 21 ] McCarthy, Jonathon, " *Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies* ", Manuscript, Federal Reserve Bank of New York, 2000 ( August ).
- [ 22 ] Obstfeld, M. and Kenneth Rogoff, " Exchange Rate Dynamics Redux ", *Journal of Political Economy*, 1995, 103, 624—660.
- [ 23 ] Obstfeld, M. and Kenneth Rogoff, *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA, MIT Press, 1996.
- [ 24 ] Obstfeld, M. and Kenneth Rogoff, " The Six Major Puzzles in International Macroeconomics : Is there A Common Cause ?" *NBER Macroeconomics Annual*, 2000, 339—390.
- [ 25 ] 孙立坚、刘志刚、王兆旭, " 资本账户开放的动态经济效应 ", 《世界经济文汇》, 2002 年第 4 期, 第 11—20 页。
- [ 26 ] 孙立坚( 2003a ), " 现代汇率理论体系及其评价 ", 《世界经济》, 2003 年第 1 期。
- [ 27 ] 孙立坚、孙立行( 2003b ), " 资本管理的有效性和政策的配套性 ", 《金融研究》, 2003 年第 1 期, 第 12—27 页。
- [ 28 ] Sun, Lijian and Jang Yan, " Can Exchange Rates and Foreign Export Prices Fluctuation be Pass-Throughed into Domestic Inflation ?" 2003, mimeo.
- [ 29 ] Taylor, Jone B, " Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms ", *European Economic Review*, 2000, 44( 7 ), 1389—1408.
- [ 30 ] Viaene, J.-M. and de Vries, C. G. , " On the Design of Invoicing Practices in International Trade ", *Open Economies Review*, 1992, 3, 133—142.
- [ 31 ] Wang, Kuo-Liang and Chung-Shu Wu, " Exchange Rate Pass-Through and Industry Characteristics : The Case of Taiwan 's Exports of Midstream Petrochemical Products ", in Takatoshi Ito and Anne O. Kruger( eds ), *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries : Theory, Practice, and Policy Issues*, University of Chicago Press, 1999.
- [ 32 ] 谢志勇, " 亚洲金融危机以来人民币汇率与进出口贸易增长关系的实证分析 ", 《国际金融研究》, 1999 年第 7 期, 第 64—68 页。
- [ 33 ] Yang, Jaiwen, " Exchange Rate Pass-Through into U. S. Manufacturing Industries ", *Review of Economics and Statistics*, 1997, Vol. 79, 95—104.

## The Price Pass-Through Effect Across the National Border : An Example of China

LIJIAN SUN ANXIN LI GANG WU  
( *Fudan University* )

**Abstract** This paper builds an NOEM model to study the price pass-through effect across the national border. Based on the theory we test whether endogenous monetary rules have a significant influence on the pass-through effect using Chinese data. Our results have shown that there is no evidence to support the assessment that China exports deflation to the rest of the world. In addition, we find that one country 's monetary policy can restrict the pass-through effect.

**JEL Classification** D43, E52, F14