

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0039

## **全球化、通货膨胀与货币政策传导机制**

**张成思**

2014年11月3日

说明：上海新金融研究院（Shanghai Finance Institute, SFI）是一家非官方、非营利性的独立智库，致力于新金融领域的政策研究。研究院成立于2011年7月14日，由中国金融四十人论坛（China Finance 40 Forum, CF40）举办，与上海市黄浦区人民政府战略合作。

本工作论文是上海新金融研究院研究人员在工作期间形成的、尚未公开发表的研究成果，文中观点仅代表作者本人，不代表本研究院。未经书面同意，谢绝任何形式的转载和复制。

# 全球化、通货膨胀与货币政策传导机制

张成思

中国人民大学

Zhangcs@ruc.edu.cn

**摘要:** 本文研究改革开放后经济全球化对中国通货膨胀的影响, 进而分析全球化进程对我国货币政策传导机制的潜在影响。我们同时借助传统的菲利普斯曲线和以微观经济理论为基础的新凯恩斯菲利普斯曲线, 构建了包含全球化指标在内的通货膨胀动态机制。基于1984年至2012年的季度数据, 实证研究发现, 中国的通胀动态机制从1994年开始发生了显著的变化, 国内经济状况对通胀水平的影响开始减弱, 而国外经济对通胀的影响却在加强。另外, 我们还设立并估计了含有国外产出缺口的货币政策反应方程, 发现1994年以后国外产出缺口对国内货币政策中介目标具有显著影响。因此, 当前货币当局在控制国内通货膨胀水平时, 确实应该更加关注全球化要素的发展变化。

**关键词:** 全球化; 通货膨胀; 新凯恩斯菲利普斯曲线; 通货膨胀动态机制

**JEL 分类号:** E31, E37, E52, E58, C22

## 一、引言

中国的全球化进程促使世界经济体系发生了本质上的变化, 而中国也在这个过程中获得了历史性的机遇 (Mishkin, 2006)。在过去的20年里, 中国的经济确实实现了惊人的增长, GDP的年均增长率突破了8%, 并且跃居成为世界第二大经济体 (以市场汇率计算)。伴随着经济的增长和国际贸易水平的提高, 中国也面临着越来越多的政治挑战。庞大的人口和经济总量, 使得中国在全球经济中有着举足轻重的作用, 因此, 如何面对这些挑战, 对中国自身以及其他国家的经济和政治都会产生很大的影响。

中国面临的首要挑战就是全球化带来的通胀动态机制的变化。在过去的十年里, 中国经济全球化的增长速度远远超过工业化国家, 而通胀水平却明显地下降了。如图1所示, 中国的经济全球化水平在19世纪80年代还不足0.3, 但是在90年代便提高到了0.4左右, 而且在最近的十几年达到了0.5<sup>1</sup>。全球化的飞速发展给中国的货币当局 (中国人民银行) 带来了巨大的挑战, 如果央行忽略了全球化的发展及其对国内通胀的影响, 我国经济可能会遭受长期的通货紧缩或者难以预期的通货膨胀。

---

<sup>1</sup> 经济全球化水平用 (进口量+出口量) /名义 GDP 衡量。

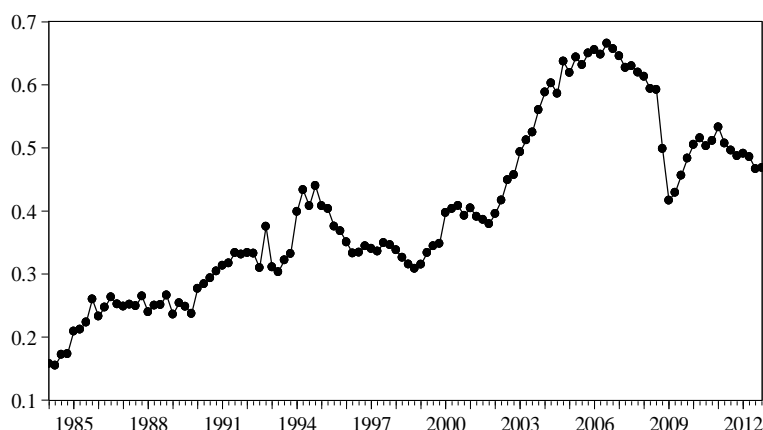


图 1 中国的经济全球化水平 (贸易总量/名义 GDP; SA): 1984Q1—2012Q4

数据来源: 海关总署, 国家统计局, 作者计算

尽管全球化对中国的通胀影响显著, 但是现存文献大多关注工业化国家的状况。原因之一在于, 中国及其他低成本国家进入全球生产网络以后, 可能会使工业国的工资和进口价格下跌 (BIS, 2005)。虽然早期的研究 (如, Kamin 等, 2006) 并未证明价格下跌的效应, 但现在却有大量研究证实这种价格下跌效应确实存在 (Auer 和 Fischer, 2010; Auer 等, 2013; Holz 和 Mehrotra, 2013)。这种价格外溢效应也可能会通过全球价值链来实现 (Auer 和 Mehrotra, 2014; Hirakata 等, 2014)。

此外, 国外的超额供给会帮助工业国实现供需均衡, 这样就避免了对资源的过度利用以及通货膨胀的发生。BIS (2005), Helbling 等 (2006), Borio 和 Filardo (2007), Sbordone (2009), Auer 等 (2010), 以及 Milani (2010) 的研究都证实了以上说法。其中, Borio 和 Filardo (2007) 利用 15 个工业国的数据估计了传统的菲利普斯曲线, 并且发现, 对于大多数研究对象, 国外的产出缺口对国内通胀产生了非常显著的影响。然而这一发现却受到了许多研究的挑战。比如说 Ball (2006), Badinger (2009) 都对此提出异议。此外, Ihrig 等人在 2010 年用减少的国家样本做了类似的分析; Pain 等人在 2006 年用误差修正模型对 21 个 OECD 国家样本做了研究; Calza 在 2009 年用加入了国外产出缺口的菲利普斯曲线对 26 个发达国家和发展中国家进行了研究, 而这些研究的结果都与以上结论相违背。

对工业化国家的研究之所以产生了不同结论, 可能是由于以下原因: 新兴市场国家的全球化进程给发达国家的经济带来了两种不同的、却又相互联系的影响。一方面, 需求的提高可能会给能源、原材料以及一般消费品带来价格的提高, 从而导致全面的通货膨胀。另一方面, 廉价的劳动力、商品和服务又可能会降低总体价格水平。这种双面效应也许能够解释在 Romer (1993)、Terra (1998) 以及 Gruben 和 McLeod (2004) 的研究中, 当研究对象包含了一些不同的国家时, 全球化与通货膨胀的关系往往不明的原因 (Temple, 2002)。

然而, 中国作为最大的发展中国家和新兴市场经济体, 全球化对其通胀动态机制的影响也许会更加清楚和一致。一方面, 由于中国的发展比工业化国家更依赖于国际贸易, 因此中国也更容易通过国际商品市场受到国外供需的影响和冲击。另一方面, 中国是廉价劳动力、商品和服务的出口国, 因此对于国际要素市场的波动并不敏感。

因此，本文关注全球化与中国动态通胀机制的联系。由于中国的政治和经济环境与发达国家差别很大，所以发达国家的通胀体制并不完全适用于中国。那么，是否存在着一种合理的机制能够解释中国通胀与全球化之间的关系呢？在这篇文章中，我们试图解决这个问题，并对中国动态通胀机制的改变做出合理的解释，最后，我们将不再局限于学术研究，还将涉及到对货币政策的思考。

我们首先以传统的后顾型菲利普斯曲线为基础，并将国外的需求作为要素加入模型，构建了一个包含了全球化因素的通胀动态机制，以此来探究全球化对中国通胀传导机制的影响。然后，我们从开放经济的粘性价格模型(Calvo, 1983)出发，以微观经济学为基础，运用包括价格交错调整模型构造基础的动态随机一般均衡，建立了扩展的新凯恩斯菲利普斯曲线。我们发现，中国的动态通胀机制在1994年发生了结构性的变化：从1994年开始，随着全球化水平的不断提高，国外需求对中国通胀水平的影响不断加强，而相反的，国内需求的影响却在减弱。同时，我们还进一步检验国外产出缺口在货币政策反应方程中的实证影响，以期获得更为直接的全球化进程影响是否我国货币政策的经验证据。

在结构安排上，文章第二部分将展示中国全球化和通胀水平的数据；第三部分将利用传统的菲利普斯曲线来研究不同时期全球化对通胀水平的影响；第四部分则介绍基础的新凯恩斯菲利普斯曲线，并阐释其与微观经济中粘性价格理论基础的关系，进而进行实证分析；第五部分构建并估计我国货币政策翻译方程，获得国外产出缺口对货币政策中介目标的影响情况；第六部分对实证结果的涵义进行分析和探讨；第七部分是对本篇文章的总结和说明。

## 二、 数据说明

本文选择的数据将用来进行政策分析并与相关的研究文献进行比较。总之，我们的研究着眼于全面的通货膨胀问题，不仅涉及国内的产出缺口，还包含了国外的产出缺口。其中，真实的GDP数据来自Datastream数据库，而其他的数据均来自CEIC(China Economic Information Center, 中国经济数据库)。原始数据均为季度数据，而且在做进一步的研究前，我们进行了季节性调整。并且，最后运用于实证研究的数据将是通过单位根检验的稳定序列。受到数据可获取性的限制，我们将使用1984年第一季度到2012年第四季度(1984Q1-2012Q4)的数据。

我们用GDP平减指数的季度同比增长率来表示中国的全面通胀水平，其中GDP平减指数原始数据由名义GDP/真实GDP得到。国内的真实产出缺口通过对真实GDP进行HP滤波得到，其中，对季度数据选择1600作为平滑参数。而国外的产出缺口则是对中国前18个主要贸易伙伴产出缺口的加权<sup>2</sup>。其中，不同国家在每年的权重以该地区与中国的贸易量占18个贸易伙伴的全部贸易量的比重衡量，此处的贸易量包含出口量和进口量。

表1展示了1984年至2012年18个地区对中国贸易的权重，每个地区的贸易权重都在随时间变化。例如，美国的贸易权重在19世纪90年代中期实现了很快的增长，从1993

---

<sup>2</sup>中国的前18个主要贸易伙伴包括：澳大利亚、加拿大、法国、德国、香港、印度尼西亚、意大利、日本、韩国、马来西亚、荷兰、俄罗斯、新加坡、泰国、台湾、美国和拉丁美洲。其中，拉丁美洲的数据来自阿根廷、巴西和智利。这18个贸易伙伴的贸易数据和真实GDP数据来自CEIC数据库。

年前的不足 12% 增加到后来的 16% 以上。有趣的是，香港对大陆的贸易比重却在 19 世纪 90 年代到 20 世纪经历了一个平稳的下降。相似地，在上世纪 80 年代和 90 年代，日本对中国的贸易比重也在下滑，2004 年以后，美国取代日本成为了中国最大的贸易伙伴。我们将不断变化的贸易权重加入到国外真实产出缺口的计算中： $\hat{y}_t^f = \sum_{j=1}^{18} w_{j,t} \hat{y}_{j,t}$ ，等式中的  $w_{j,t}$  和  $\hat{y}_{j,t}$  分别表示第  $j$  个国家或地区对中国的贸易权重以及真实 GDP 缺口，其中，同一年的季度数据使用同一权重。

图2展示了以GDP平减指数表示的通货膨胀水平以及中国的经济全球化水平，其中，经济全球化水平用贸易总量与名义GDP的比率表示。从图中可以看出，中国的全面通胀水平发生了显著的、周期性的上涨和下跌。尤其要注意的是，中国的通胀水平在1985年经历了第一次显著增长，而在1989年又第二次达到了高水平，但是整体来看，史上的最严重通胀却发生在19世纪90年代中期。然而，从90年代后期开始，中国的通胀却经历了一个稳定的下降过程，甚至还经历了一些通胀紧缩时期。有趣的是，在90年代发生的高通胀伴随着较低的经济全球化水平，而近十几年来的低通胀水平却伴随着较高的经济全球化程度。

随着经济全球化程度的加深，中国的国内市场逐步融入全球市场，国内的价格不再仅仅由国内市场的供需决定，它越来越受到全球市场供需变化的影响，而价格的变化又随之带来了通胀水平的波动。接下来的部分将对全球化如何影响中国的通货膨胀进行具体的实证分析。

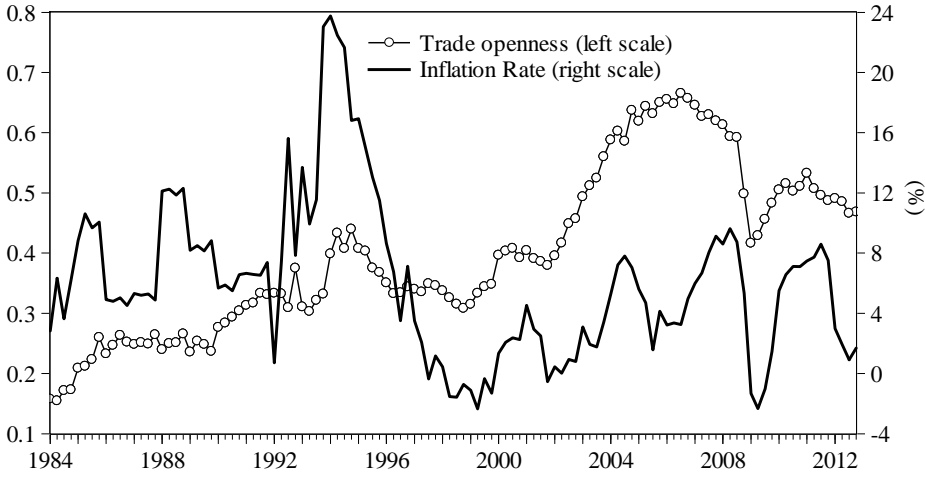


图 2 中国的通胀水平和贸易开放度: 1984Q1—2012Q4

数据来源: CEIC, Datastream, 作者计算

注: 贸易开放度=贸易总量/名义 GDP, 并对数据进行季节性调整。通胀率用 GDP 平减指数的同比增长率表示。

表 1 中国主要贸易伙伴的贸易权重 (%)

	AUS	CAN	FRA	GEM	HK	IDO	ITA	JAP	KOR	MAL	NETH	RUS	SIN	THA	TW	UK	US	LAT
1984	2.6	3.2	1.4	5.0	22.8	0.7	1.8	32.2	--	1.0	1.2	3.1	3.3	1.0	--	2.0	14.8	3.8
1985	2.3	2.4	1.6	5.4	20.7	0.8	2.1	36.5	--	0.7	1.0	3.4	4.0	0.7	--	1.9	12.8	3.8
1986	2.6	2.2	1.7	7.5	25.2	0.8	2.5	28.2	--	0.6	1.2	4.3	2.9	0.7	--	4.0	12.1	3.4
1987	2.4	2.7	2.0	6.4	32.7	1.1	2.6	24.2	--	0.8	1.2	3.7	2.9	1.0	--	2.1	11.6	2.5
1988	1.7	2.6	1.8	5.7	35.3	1.1	2.7	22.1	--	1.0	1.3	3.8	2.9	1.3	--	1.8	11.7	3.0
1989	2.0	1.6	2.1	5.3	36.4	0.9	2.7	20.0	--	1.1	1.3	4.2	3.4	1.3	--	1.8	13.0	3.1
1990	1.8	1.9	2.2	4.8	39.7	1.1	1.8	16.1	1.9	1.1	1.3	4.2	2.7	1.2	2.5	2.0	11.4	2.2
1991	1.7	1.8	1.8	4.4	40.3	1.5	1.9	16.5	2.6	1.1	1.3	3.2	2.5	1.0	3.4	1.4	11.5	1.9
1992	1.6	1.7	1.5	4.3	38.8	1.4	1.9	16.9	3.4	1.0	1.1	3.9	2.2	0.9	4.4	1.3	11.7	2.0
1993	1.8	1.5	1.7	5.8	18.9	1.3	2.4	22.7	4.8	1.0	1.4	4.5	2.8	0.8	8.4	2.1	16.1	2.2
1994	1.9	1.5	1.6	5.7	19.9	1.3	2.2	22.9	5.6	1.3	1.4	2.4	2.4	1.0	7.8	2.0	16.9	2.2
1995	1.7	1.7	1.8	5.5	18.0	1.4	2.1	23.3	6.9	1.4	1.6	2.2	2.8	1.4	7.2	1.9	16.5	2.5
1996	2.0	1.6	1.6	5.2	16.0	1.5	2.0	23.5	7.8	1.4	1.7	2.7	2.9	1.2	7.4	2.0	16.8	2.6
1997	1.9	1.4	2.0	4.5	17.9	1.6	1.7	21.4	8.5	1.6	1.9	2.2	3.1	1.2	7.0	2.0	17.3	3.0
1998	1.8	1.6	2.1	5.1	16.2	1.3	1.7	20.6	7.6	1.5	2.1	2.0	2.9	1.3	7.3	2.3	19.5	3.0
1999	2.0	1.5	2.2	5.2	14.1	1.6	1.8	21.3	8.1	1.7	2.1	1.8	2.8	1.4	7.6	2.5	19.8	2.7
2000	2.1	1.7	1.9	5.0	13.6	1.9	1.7	20.9	8.7	2.0	2.0	2.0	2.7	1.7	7.7	2.5	18.7	3.2
2001	2.1	1.7	1.8	5.5	13.1	1.6	1.8	20.6	8.4	2.2	2.0	2.5	2.6	1.7	7.6	2.4	18.9	3.5
2002	2.0	1.5	1.6	5.4	13.4	1.5	1.8	19.7	8.5	2.8	2.1	2.3	2.7	1.7	8.6	2.2	18.8	3.4
2003	2.0	1.4	1.9	6.0	12.6	1.5	1.7	19.2	9.1	2.9	2.2	2.3	2.8	1.8	8.4	2.1	18.2	3.9
2004	2.2	1.7	1.9	5.8	12.1	1.5	1.7	18.1	9.7	2.8	2.3	2.3	2.9	1.9	8.4	2.1	18.3	4.3
2005	2.4	1.7	1.8	5.6	12.2	1.5	1.7	16.5	10.0	2.7	2.6	2.6	3.0	1.9	8.1	2.2	18.9	4.5
2006	2.4	1.7	1.9	5.8	12.3	1.4	1.8	15.3	9.9	2.7	2.5	2.5	3.0	2.0	8.0	2.3	19.4	5.2
2007	2.7	1.8	2.0	5.7	12.0	1.5	1.9	14.4	9.7	2.8	2.8	2.9	2.9	2.1	7.6	2.4	18.4	6.2
2008	3.2	1.8	2.1	6.1	10.8	1.7	2.0	14.2	9.9	2.8	2.7	3.0	2.8	2.2	6.9	2.4	17.7	7.6
2009	3.7	1.8	2.1	6.5	10.7	1.7	1.9	14.0	9.6	3.2	2.6	2.4	2.9	2.3	6.5	2.4	18.3	7.5
2010	4.0	1.7	2.0	6.5	10.5	1.9	2.1	13.6	9.4	3.4	2.6	2.5	2.6	2.4	6.6	2.3	17.5	8.4
2011	4.4	1.8	2.0	6.4	10.7	2.3	1.9	13.0	9.3	3.4	2.6	3.0	2.4	2.5	6.1	2.2	16.9	9.1
2012	4.4	1.8	1.8	5.8	12.2	2.4	1.5	11.8	9.2	3.4	2.4	3.2	2.5	2.5	6.1	2.3	17.4	9.4

注：某一国家或地区的权重以中国向该国或地区的贸易量占全部 18 个地区贸易总量的比率衡量，其中韩国和台湾的数据从 1990 年开始。在第一行，用各个国家或地区英文名称的前几个字母来作为国家或地区名称的简称。

### 三、全球化对通胀的影响：基于传统菲利普斯曲线模型的分析

#### 3.1 模型与存在的计量问题

全球化对国内通胀水平的影响可能存在几种不同的方式。第一种方式：由于经济全球化，国内的家庭和企业可以去国外购买商品和服务，因此国内资源的利用率对价格变化及通胀的影响力可能会下降。从另一个角度说，全球化降低了由于资源利用率提高而遭遇供给瓶颈的可能性(Mishkin, 2009)。无论从哪一种角度看，国外经济的萧条都会对国内的通胀产生影响。第二种方式：进入全球化以后，商品可以同时在国内市场和国外市场出售，因此国内市场的价格会受到国外市场供需的影响。第三种方式：国外经济的运行状况可能会影响对本国通胀的预期，而通胀预期的变化又会进一步影响到实际通胀水平。

以上假设的本质在于，一个国家的通货膨胀水平不再仅仅由国内经济决定，而是愈加受到国外经济状况的影响。下面，我们将利用增广的传统菲利普斯曲线来验证中国的情况。为了表示方便，我们分别用  $d$  和  $f$  来表示国内变量和国外变量，基本的通胀动态机制可以表示为：

$$\pi_t = c + \beta\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \delta_d \hat{y}_t^d + \delta_f \hat{y}_t^f + u_t \quad (1)$$

其中  $\pi_t$  代表中国国内的通货膨胀水平； $\hat{y}^d$  和  $\hat{y}^f$  分别表示国内和国外的产出缺口； $c$  代表常数项； $u_t$  为误差项；而  $\beta$  则衡量了通胀惯性。

在继续进行实证研究前，我们首先要考虑以下问题。首先，被解释变量的滞后项作为解释变量进入了以上通胀动态模型，对于最佳滞后阶数的选择，我们可以利用 AIC 信息准则从最大滞后期 8 开始判断。其次，由于需求冲击可能会同时影响国内和国外的产出缺口，所以模型（1）中这两个实际变量可能会产生联系，因此，为了解决内生性问题，我们利用工具变量法（IV）或者混合高斯模型（GMM）来检验模型（1）。工具变量法的基本设定包括通胀的滞后项、国内和国外产出缺口的两阶滞后项以及货币发行增长率（M2 的增长率）。

因为动态模型（1）具有充足的动态性，同时在实证研究中又没有表现出显著的序列相关性，因此等式右边的通货膨胀滞后项可以作为合理的工具变量。而且，基础的估计已经通过了 Godfrey (1994) 的工具变量序列相关性检验以及 Stock 和 Yogo (2003) 对弱工具变量的 F 值检验。

Godfrey (1994) 提出来的工具变量法，是将原始模型中得到的残差项的适当滞后项作为新的回归元，得到一个增广的新模型，然后用拉格朗日最大乘数对它们进行联合检验。这项检验用来判断可以拒绝序列相关性的概率， $p$  值越大说明存在序列相关性的概率越小，而一个较小的  $p$  值则说明序列相关性的可能性较大。Stock-Yogo (2003) 的弱工具变量检验法则提供了一种甄别弱工具变量的方法，结果中得到的 Cragg-Donald 统计量越大说明工具变量设定得越强。

此外，为了检验全球化对通货膨胀影响效应的改变，我们需要根据通胀动态机制的表现将其划分为不同的阶段。同时，我们还可以发现，从 20 世纪早期开始中国的全球化水平有了显著提高，而这也可能是因为中国在 2001 年加入了世界贸易组织（WTO），因此这个时间点或许可以作为一个转折点。

由于潜在的变化时间点是未知的，所以我们确定的转折点可能并不准确。为了提高精

确度，我们利用 Andrews (1993)提出的似然比检验法 (LR) 来找到模型 (1) 中的结构性转折点。这项检验的原假设是利率的系数不存在结构性断点，而 p 值则用 Hansen 在 1997 提出的方法得到。在模型建立完成后，我们在一个确定的范围  $\tau$  内找出所有的可能转折点，然后对每种可能性计算其对应的 LR 统计量，最后选择出一个最大值：

$$SupLR = \sup LR_{\tau}(\tau_i) | \tau_i \in [\tau_{\min}, \tau_{\max}] \quad (2)$$

其中  $LR_{\tau}(\tau_i)$  代表在设定的参数下，原假设为不存在结构性变化时的 LR 统计量序列。我们在总区间 T 下选定了一个转折点可能存在的标准区间  $\tau_i \in [0.15, 0.85]$ ，这就使得转折点无论落在哪里，在其前后都分别有至少 15% 的有效观测值。

### 3.2 基本结果

基于前面的讨论，我们利用 Andrews (1993) 对未知结构性变化的检验方法对动态模型 (1) 进行了实证检验，得到的 p 值为 0.057，在 10% 的显著性水平上显著，而我们得到的转折点为 1994 年的第一季度。

既然我们已经将 1994 年作为模型结构变化的转折点，那么我们就可以进一步研究通胀机制的变化并比较不同时期全球化对通货膨胀的影响。在进一步的分析中，我们以 1994 年第一季度为基准将样本分为两部分。

我们分别对全部数据、1994 年前的数据和 1994 年后的数据进行了三组 GMM 检验，表 2 展示了我们得到的通胀惯性系数以及国内外产出缺口对应的系数，同时还包括了统计检验结果以及每个模型的最佳滞后阶数。表 3 中的统计检验结果表明模型 (1) 不具有显著的序列相关性，而且工具变量的选择是合理的，并且在大多数情况下非常有效。

表 2 模型 (1) 的 GMM 检验结果

	Whole Sample	Pre-1994Q1	Post-1994Q1
$\beta$	0.815*** (0.038)	0.535** (0.225)	0.786*** (0.043)
$\delta_d$	0.172 (0.159)	0.370* (0.189)	0.108 (0.308)
$\delta_f$	0.112 (0.216)	-0.610 (0.913)	0.346* (0.200)
$p\text{-auto}$	0.362	0.985	0.236
$WeakIV$	32****	3.44	16****
$Adj R^2$	0.77	0.16	0.85
Optimal lag	7	1	3

注：以上为 GMM 检验结果，括号中为稳健性标准差。基本的工具变量设定包括国内和国外产出缺口的二阶滞后项、M2 增长率、通货膨胀的滞后项和常数项。 $p\text{-auto}$  和  $WeakIV$  分别代表 p 统计值和 Godfrey's (1994) 工具变量相关性检验结果以及 Stock 和 Yogo's (2003) 的弱工具变量检验结果。(弱工具变量的检验值由 Stock 和 Yogo 在 2003 年给出，\*\*\*\*, \*\*\*, \* 和 \* 分别表示在原假设为工具变量的设定不显著的前提下，当工具变量的估计量与最小二乘法的最大差距在 5%、10%、20% 和 30% 的情况下，工具变量在 5% 的显著性水平下显著)。\*\*\*, \*\*, 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。



表2中的结果显示出国内和国外的产出缺口在不同时期对中国国内通货膨胀的影响有着明显的改变。表中的第一列显示的是我们忽略结构性变化时的结果，可以看到，国内产出缺口对通货膨胀的影响系数为0.172，而国外产出缺口的系数则非常小，只有0.112，并且这两个系数都是不显著的。

然而，当我们考虑了通胀的结构性变化时，结果产生了明显的不同。表2的最后两列数据说明1994年前后国内外产出缺口对中国通胀的影响发生了显著的变化。国内产出缺口的系数从1994年前的0.37下降到1994年后的0.108，而国外产出缺口的系数则从一个负值-0.61飞跃到了0.346。

总之，表2中的结果显示出1994年前后两个明显的变化：国内产出缺口对通货膨胀的影响在减弱，而以国外产出缺口来衡量的全球化程度对通胀的影响则出现剧增。国内和国外产出缺口系数的对比也表明，与国内经济因素相比，从1994年开始，国外的经济因素对国内通胀的影响越来越大。

### 3.3 进一步分析

尽管我们发现在1994年以后国内的通胀水平愈加受到国外产出缺口的影响，而国内产出缺口对其的影响却在减弱，但是我们还不能证明是全球化因素在减弱国内产出缺口对通货膨胀的影响。正如我们在第三部分所讨论的，全球化对通货膨胀的作用可能会通过多种不同的间接途径来实现。

为了检验全球化因素是否造成了通胀对国内产出缺口的敏感性下降，学术界的普遍做法是构建一个含有全球化与国内产出缺口相互作用项的模型，然后检验相互作用项的系数是否显著。利用这种方法，我们通过调整基本模型（1）构建了以下回归模型：

$$\pi_t = c + \beta\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \delta_d \hat{y}_t^d + \delta_o * openness_t * \hat{y}_t^d + u_t \quad (3)$$

其中，*openness* 表示贸易开放度，用来衡量全球化水平，而其他变量与模型（1）中相同。通过以上模型的构建，如果得到的  $\delta_o$  是一个不接近 0 的负值，那么可以说明全球化因素直接减弱了国内产出缺口对通胀的影响。如果想考虑在全球化因素下国外产出缺口的影响，我们还可以将模型（3）调整为：

$$\pi_t = c + \beta\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \Delta\pi_{t-i} + \delta_d \hat{y}_t^d + \delta_f \hat{y}_t^f + \delta_o * openness_t * \hat{y}_t^d + u_t \quad (4)$$

表 3 展示了模型（3）和模型（4）的参数回归结果。国内产出缺口与全球化程度的交叉项系数非常小而且不显著。这个结果与 Ihrig 等人在 2010 年得到的结果一致。并且，我们得到的结果似乎证实了 Mishkin (2009) 的说法：全球化并没有降低通货膨胀对国内产出缺口的敏感度。

然而，也许是由于全球化因素对国内产出缺口系数的影响太微弱，所以我们无法从交叉项看出来。正如我们在之前的讨论中所提到的，全球化因素对通货膨胀的影响或许是通过国外产出缺口来间接发挥作用，因此其对国内产出缺口系数的影响是间接的，所以我们无法单独从二者的交叉项中得到结论。

表 3 模型 (3) 与模型 (4) 的 GMM 检验结果

	equation (3)	equation (4)
$\beta$	0.806*** (0.038)	0.821*** (0.007)
$\delta_d$	-0.144 (0.321)	0.365 (0.373)
$\delta_f$		0.151 (0.232)
$\delta_o$	0.008 (0.010)	-0.007 (0.012)
<i>p-auto</i>	0.491	0.936
<i>WeakIV</i>	24****	18****
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.76	0.77
Optimal lag	7	7

注:滞后期调整前的样本分布从 1984 年第一季度到 2012 年第四季度, 其他与表 2 相同。

为了检验全球化是否造成了通胀对国内产出缺口敏感度的下降, 我们可以采用另一种也许更加合理的方法, 即, 比较包含和不包含国外产出缺口项的菲利普斯曲线的参数估计结果。如果全球化因素对国内产出缺口影响通货膨胀的效果确实没有作用, 那么两种菲利普斯曲线下国内产出缺口项系数的估计值应该近似相等。因此, 我们将模型 (1) 中的国外产出缺口项去掉, 然后对新模型进行回归, 将得到的估计结果与表 2 得到的结果进行比较。

表 4 排除国外经济因素的菲利普斯曲线的 GMM 估计结果

	Whole Sample	Pre-1994	Post-1994
$\beta$	0.810*** (0.038)	0.763*** (0.144)	0.809*** (0.042)
$\delta_d$	0.062 (0.142)	0.198 (0.170)	0.287 (0.279)
<i>p-auto</i>	0.378	0.686	0.098
<i>WeakIV</i>	57****	15***	28****
<i>Adj R<sup>2</sup></i>	0.76	0.53	0.84
Optimal lag	7	1	3

注: 同表 2.

表 4 显示了对 1984-2012 年的整体样本、1994 年前和 1994 年后样本的估计结果。比较表 2 与表 4 中国内产出缺口项的系数, 我们可以发现存在明显的差异。在表 4 中的所有情况下, 国内产出缺口项的系数都不显著, 并且在不同样本时期的变化很大。但是, 在表 2 中, 当我们的模型里包含了国外产出缺口项时, 国内产出缺口项的系数发生了明显的变化: 从高于 0.3 下降到了不足 0.11。系数的显著改变至少在一定程度上说明, 全球化因素确实影响了通货膨胀对国内产出缺口的敏感度, 尽管这种作用力可能是间接通过其他途径实现的。

## 四、全球化对通胀的影响：基于新凯恩斯菲利普斯曲线的分析

### 4.1 新凯恩斯菲利普斯曲线模型

在这一部分，我们将基于粘性价格理论构建一个动态的、以微观经济学为基础的通货膨胀动态机制，该模型适用于像中国一样的开放经济体。以 Obstfeld 和 Rogoff (2000), Clarida 等 (2002), Smets 和 Wouters (2002), 以及 Gali 和 Monacelli (2005) 为代表的一些学者发展了开放经济下的动态随机一般均衡(DSGE)理论，而我们的模型在此基础上又做了微小但是重要的调整。Gali 和 Monacelli 在 2005 年提出家庭消费和储蓄的决策机制，即，一个家庭将会通过国内商品与进口商品的组合来实现自己效用的最大化。

Calvo (1983) 建立了一个适用于封闭经济的、以后顾型粘性价格理论为理论基础的模型框架，但为了研究国内的商品竞争市场，我们将对以上模型进行扩展：首先，对于国内的企业，我们假设它们将会服从 Calvo's (1983) 的模型，即，在任何时间都可以以固定的概率  $(1-\theta)$  来改变自己的定价。其次，我们假设模型中分别有  $\omega$  和  $1-\omega$  比例的“前瞻型企业”和“后顾型企业”。最后，我们假设“后顾型企业”的定价行为不仅仅依赖于—阶滞后代表的通胀惯性，而是受到一系列前期通胀水平的共同作用。

基于 Calvo 模型的一系列假设以及对数线性理论，我们可以得到对数总价格水平：

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta) p_t^{new} \quad (5)$$

其中  $p_t^{new}$  表示在时间  $t$  新设立的价格。用  $p_t^f$  和  $p_t^b$  来分别表示前瞻型企业和后顾型企业在时间  $t$  的定价，因此，新的总价格水平可以用以上两种价格的组合来表示：

$$p_t^{new} - p_t = \omega(p_t^f - p_t) + (1-\omega)(p_t^b - p_t). \quad (6)$$

接下来，根据 Woodford (2003) 的理论，前瞻型企业的定价行为可以用下式表示：

$$p_t^f - p_t = \theta \zeta \sum_{s=0}^{\infty} (\theta \zeta)^s E_t \pi_{t+s+1} + (1-\theta \zeta) \sum_{s=0}^{\infty} (\theta \zeta)^s E_t mc_{t+s} \quad (7)$$

其中  $\zeta$  表示一系列的折现系数， $\pi_t$  表示通货膨胀率，而  $mc_t$  是线性化的国内企业的真实边际生产成本。将等式 (7) 进行迭代可以得到：

$$p_t^f - p_t = \theta \zeta E_t \pi_{t+1} + (1-\theta \zeta) mc_t + \theta \zeta E_t (p_{t+1}^f - p_{t+1}). \quad (8)$$

同时做出以下假设：

$$p_t^b - p_t = p_{t-1}^{new} - p_t + \pi_{t-1}. \quad (9)$$

正如我们在文章中所强调的，以上是对后顾型企业定价行为的一种创新。在这种假设下，后顾型企业可以根据通胀水平对前期价格的修正来改变自己的当期定价。

然而，模型 (9) 中的通胀因子只包含—阶滞后项，这可能会使我们忽略了其他时期的历史通胀率的影响。而且，如果我们将每一个时间段定义得非常短，那么后顾型企业对通胀水平的反应可能会滞后一些时间段 (Zhang 和 Clovis, 2010)。因此，更加合理的做法是，

我们用一系列历史通胀率的加权数来取代（9）中单一的  $\pi_{t-1}$ ，这个替代还将会缓解模型中的序列相关性问题。最后，我们将模型（9）调整为以下形式：

$$p_t^b - p_t = (p_{t-1}^{new} - p_t) + \pi_{t-1} + \rho(L)\Delta\pi_{t-1} \quad (10)$$

其中  $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_m L^{m-1}$  是一系列滞后项的多项式，而参数  $m$  可以用适当的统计检验来确定，比如标准的信息准则判断法。

结合等式（5）-（10），我们可以得到类似于封闭经济情况下的真实边际生产成本对通货膨胀的动态效应模型：

$$\pi_t = \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \lambda m c_t \quad (11)$$

其中，等式（11）中的系数为等式（5）-（10）中系数的组合。

将等式（11）与表示消费者通过组合国内外商品来最大化自身效用的等式结合起来，我们可以得到开放经济下的增广新凯恩斯菲利普斯曲线（NKPC），这个新模型同时考虑到了扩展的通货膨胀动态机制以及全世界的超额需求：

$$\pi_t = c + \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \delta_d \hat{y}_t + \delta_f \hat{y}_t^* + \lambda_t \quad (12)$$

其中  $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  分别代表国内和国外的真实产出缺口， $\lambda_t$  表示误差项，其他系数为动态随机一般均衡模型（DSGE）中结构性参数的组合。

模型（12）向新凯恩斯菲利普斯曲线中增加了全球化因子，并且给模型带来了更多的动态性（例如  $\sum_{i=1}^{m-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i}$ ），这样便为全球化影响通胀对国内需求的敏感性提供了途径。如果国外的超额需求影响很小或者不显著，那么以上模型便退化为封闭经济下的新凯恩斯菲利普斯曲线模型。由于标准的传统新凯恩斯菲利普斯曲线具有很强的序列相关性（Zhang 等, 2008），所以为了得到有效的估计结果，需要将更多的滞后项加入模型。通胀的滞后项经常用来作为新凯恩斯菲利普斯模型的工具变量，但是当存在序列自相关时，所有的滞后项都不能再有效，所以在这种情况下，为新凯恩斯菲利普斯曲线下的 GMM 估计寻找合适的工具变量非常困难，为了得到一致性的估计结果，我们需要解决序列相关性问题。

## 4.2 存在的计量问题

模型（12）中存在着一些计量上的问题。

首先，模型中的通胀预期无法观测，只能通过一些近似方法来近似得到。学术界一种常用的近似方法是用未来一期的实际通货膨胀来近似通胀预期（例如 Galí and Gertler, 1999），比如  $E_t \pi_{t+1} = \pi_{t+1} - e_{t+1}$ ，其中  $e_{t+1}$  表示合理的预测误差。然而，这种近似方法却向模型中引入了新的误差，因而会降低对新凯恩斯菲利普斯曲线中误差项系数估计的准确性，并且为统计检验带来了麻烦，尤其是相关性检验。为了避免以上问题，我们采用 Pagan 在 1984 提出的方法，使用未来实际通胀率  $\pi_{t+1}$  用工具变量  $Z$  进行调整后得到的量作为通胀预期的近似： $E_t \pi_{t+1} = P_Z \pi_{t+1}$ ，其中  $P_Z = Z(Z'Z)^{-1}Z'$  是工具变量  $Z$  的投影矩阵。这种方法得到的估计结果正好与使用合理近似的工具变量法得到的结果一致，但是估计中得到的标准误差却不同，

因为第一种方法忽略了估计投影矩阵时的误差。(Pagan, 1984).

另外，正如我们在前文提到的，从上世纪 90 年代开始，中国的经济全球化水平实现了迅速的增长，而这也许带来了全球化对我国通胀机制影响的改变。尤其是，我们进行实证分析的样本包含了一个相当长的时间段（从上世纪 80 年代到 2012 年），在这段时间里，中国经济全球化的进程取得了巨大的进展，并且宏观经济环境也发生了很大的变化。由于经济全球化与通胀动态机制之间的关系，全球化水平的变化可能会导致新凯恩斯菲利普斯模型中参数的结构性变化，而且这些变化发生的程度和时间都由经济主体的行为决定。由于我们仍然无法知道经济转折点可能发生的时间，所以我们依然使用 Andrews (1993)对未知结构性变化的检验法。

在我们进行结构性变化的检验之前，首先要考虑一些基础模型中存在的计量问题。首先，模型（12）中的通胀预期可能会受到当期信息的影响。另外，由于需求冲击可能会同时影响模型中的两个真实变量，因此它们可能会由于当期的冲击而产生相关性。因此，为了缓解内生性问题，我们采用工具变量法（IV）或者更一般的 GMM 估计法来对模型（12）进行估计。

估计模型（12）使用的工具变量法的基本设定包括通胀的滞后项、国内和国外产出缺口的两阶滞后项以及货币发行增长率（M2 的增长率）和常数项。因为新凯恩斯菲利普斯曲线模型（12）具有充足的动态性（利用 AIC 信息准则确定），同时在实证研究中又没有表现出显著的序列相关性，因此等式右边的通货膨胀滞后项可以作为合理的工具变量。另外，基本估计还通过了 Godfrey's (1994)的工具变量序列相关性检验、Hansen(1982)对过度识别的 J 统计量检验，以及 Stock 和 Yogo (2003)对弱工具变量的 F 统计量检验。

### 4.3 初步结果

表 6 展示了模型（12）的 Andrews (1993)的未知断点检验结果。其中，最佳滞后期的选择由 AIC 信息准则和 Godfrey(1994)的工具变量序列相关性检验同时决定，设定的最大滞后期为 8。断点检验首先对所有系数进行整体性检验，然后再分别对每个系数进行单独的检验。具体来说，表 6 中的第一行表示进行检验的系数，其中第一个“all”表示此列是对整体的检验，而其他则是对每个参数的单独检验结果。第二行报告了原假设为不存在结构变化时的 p 统计值，而第三行则显示了利用最大似然法得到的结构性变化时点。

我们可以从表6的结果中看出，对整体参数、自回归项 $\alpha_i$ 以及国外产出缺口 $\delta_f$ 进行断点测试得到的p值非常显著，并且这三项对结构性变化时点的估计都是1994年的第一季度。这些结果表明中国的通胀动态机制模型（12）确实在1994年早期经历了一个显著的结构变化，最好的证据就是自相关系数和国外产出缺口项的统计结果。

表 6 模型（12）的 Andrews 未知断点检验结果

	<i>all</i>	<i>c</i>	$\gamma_e$	$\gamma_b$	$\alpha_i$	$\delta_d$	$\delta_f$
<i>p-Sup</i>	0.001	0.696	0.206	0.499	0.000	0.558	0.001
<i>break date</i>	1994Q1	1995Q1	1993Q3	1993Q3	1994Q1	2007Q1	1994Q1

注：进行检验的对象为模型（12），进行滞后项调整前的样本区间为 1984 年的第一季度到 2012 年的第四季度。对新凯恩斯菲利普斯曲线中最佳自回归滞后阶数的选择遵从 AIC 信息准则和 IV 序列相关性检验，其中最大滞后期的设定为 8。新凯恩斯菲利普斯曲线模型中基础工具变量的设定包括国内外真实产出缺口和 M2 增长率的两阶滞后、通货膨胀率的一系列滞后项以及常数项。*p-Sup* 代表最大似然法下 F 统计量的 p 值；*break date* 表示得到最大似然值的时点。为了避免极端值

的影响，结构性变化的检验并未涉及所有的样本，但仍有超过 60% 的样本包含在了检验对象中。

既然我们通过检验得到的转折点为1994年初，那么我们就可以在此基础上研究中国的通货膨胀动态机制的变化，并比较不同时期全球化因素对通货膨胀的不同影响效应。表7展示了对全部时期、1994年前和1994年后三个样本的GMM检验结果，其中包括前瞻型和后顾型通货膨胀系数以及对国内外产出缺口的检验分别得到的系数。同时，表7还报告了相关统计检验的结果。

表7中的统计检验数据显示，模型（12）不存在显著的序列相关性，而且所选工具变量在大多数情况下表现出很强的有效性。同时，对两阶以后的通胀滞后项进行的联合检验得到了很小的p统计值，这表明这些滞后项在模型中是显著的。

表 7 中国通货膨胀动态机制的 GMM 检验结果

Sample	Baseline estimates				Diagnostic tests			
	$\gamma_e$	$\gamma_b$	$\delta_d$	$\delta_f$	$p(\alpha_i)$	$p$ -auto	$p$ -J	weakIV
A. 1984Q1-2012Q4	0.593 <sup>***</sup> (0.108)	0.415 <sup>***</sup> (0.083)	0.146 <sup>***</sup> (0.040)	0.078 (0.152)	0.000 <sup>***</sup>	0.495	0.622	32.1 <sup>***</sup>
$\gamma_e + \gamma_b = 1$	0.586 <sup>***</sup> (0.084)	0.414 <sup>***</sup> (0.084)	0.147 (0.094)	0.081 (0.174)	0.001 <sup>***</sup>	0.542	0.775	32.1 <sup>***</sup>
B. 1984Q1-1994Q1	0.731 <sup>**</sup> (0.128)	0.471 <sup>***</sup> (0.166)	0.227 (0.151)	-0.300 (0.495)	0.000 <sup>***</sup>	0.111	0.500	4.87 <sup>*</sup>
$\gamma_e + \gamma_b = 1$	0.673 <sup>***</sup> (0.118)	0.327 <sup>***</sup> (0.118)	0.134 (0.156)	-0.089 (0.388)	0.000 <sup>***</sup>	0.330	0.572	4.87 <sup>*</sup>
C. 1994Q2-2012Q4	0.529 <sup>***</sup> (0.042)	0.453 <sup>***</sup> (0.033)	0.080 (0.107)	0.164 <sup>***</sup> (0.056)	0.000 <sup>***</sup>	0.318	0.230	6.78 <sup>**</sup>
$\gamma_e + \gamma_b = 1$	0.545 <sup>***</sup> (0.044)	0.455 <sup>***</sup> (0.044)	0.091 (0.122)	0.144 (0.104)	0.000 <sup>***</sup>	0.306	0.360	6.78 <sup>**</sup>

注：模型中自相关滞后阶数由 AIC 信息准则和工具变量序列相关性检验得到，最初设定的最高滞后阶数为 8。通胀预期则是通过将未来一期通胀率进行工具变量调整得到的，其中的工具变量与表 2 中的相同。括号里为固定带宽下 The Bartlett kernel 和 Newey-West 的 HAC-robust 标准误差。 $p(\alpha_i)$  表示二阶以上的通胀率滞后项的联合显著性检验得到的 p 值。 $p$ -auto,  $p$ -J, 和 weakIV 分别表示 Godfrey's (1994) 的一阶工具变量序列相关性检验的 p 值、Hansen's (1982) 的 J 检验的 p 值和 Stock 与 Yogo's (2003) 的弱工具变量检验得到的 p 值（弱工具变量的检验值由 Stock 和 Yogo 在 2003 年给出，\*\*\*, \*\*, \*, 和 \* 分别表示在原假设为工具变量的设定不显著的前提下，当工具变量的估计量与最小二乘法的最大差距在 5%、10%、20% 和 30% 的情况下，工具变量在 5% 的显著性水平下显著）\*\*\*, \*\*, 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。所有序列都是通过了 ADF 单位根检验的稳定序列。

更为重要的是，表7中A、B、C区域的初步统计结果揭示出不同时期国内外产出缺口对通胀影响效应的变化。具体来说，A区域显示了从1984年到2012年的全部样本的检验结果，其国内产出缺口显著影响着通胀水平，系数基本在0.15左右，而国外产出缺口对通胀率的影响并不显著，尽管其系数的点估计结果已经达到了国内产出缺口系数的一半。尽管在

$\gamma_e + \gamma_b = 1$ 的约束下，国内产出缺口的系数会变小，但是目前得到的点估计值以及两个变量系数之间的差异能够反映出没有约束条件下的情况。

区域B和区域C的统计结果非常明显地揭示了国内外产出缺口两个变量对通货膨胀影响的改变。国内产出缺口的系数从1994年前的0.23下降到了1994年后的0.08，而国外产出缺口的系数却从一个统计不显著的负值上升到了0.16，并且表现出了统计上的显著性。这种在没有约束条件下的统计结果，说明了相比于国内产出缺口，国外产出缺口对1994年后中国的通胀动态机制发挥着越来越大的作用。

尽管不是我们研究的关注点，但是我们还是可以从表7中明显地看到后顾型行为的重要性在减弱，其影响力在1994年前最大，而前瞻型行为在模型中的作用在不断加强。这个结果其实是在意料之中的，因为在上世纪80年代和90年代早期，中国正处于经济改革和发展过程中，而且消费品表现出供给不足，所以当时的通胀预期非常高，而通胀预期在通胀动态机制中又起到一个至关重要的作用。

总而言之，表7中国内外产出缺口参数估计的数据证明了我们的主要观点：国外产出缺口对中国通胀率的影响一直在增强，而国内产出缺口则相反。我们的研究证实了中国的通胀动态机制在上世纪中期确实发生了改变，而且全球化因素通过国外的超额需求对中国通胀的影响也的确在提高。接下来我们将对研究结果的稳健性进行评估。

#### 4.4 稳健性评估

为了评估我们结论的稳健性，也为了进一步证实全球化因素从上世纪九十年代中期开始对我国通胀的影响确实在提高，我们可以进行两方面的敏感度测试。首先，我们来检验当产出缺口的测算方式改变时，我们的结论是否还成立，在模型（12）中，我们改用真实GDP的增长率和去掉趋势的对数型真实GDP季度数据来近似得到真实产出缺口。另外，我们在模型中加入汇率因素对通胀率的影响。调整后的模型为：

$$\pi_t = c + \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \delta_d y_t^d + \delta_f y_t^f + \delta_s \Delta eer_t + \eta_t \quad (13)$$

其中  $\Delta eer$  表示实际汇率的增长率，其他的变量服从模型(12)中的定义。通过构建模型(13)，我们构造了一种汇率影响通胀率的可能传导方式。但是，汇率也许会通过对国外产出缺口的影响来间接影响通胀率，因此忽略掉汇率项也可能影响不大。

表 8 中国通胀动态模型的稳健性检验结果: 1994Q2-2012Q4

	Baseline estimates					Diagnostic tests			
	$\gamma_e$	$\gamma_b$	$\delta_d$	$\delta_f$	$\delta_s$	$p(\alpha_i)$	$p$ -auto	$p$ -J	weakIV
(1) $y=qdgap$	0.531*** (0.070)	0.433*** (0.042)	-0.012 (0.045)	0.147* (0.087)		0.000***	0.107	0.217	8.97***
(2) $y=gdpgr$	0.427*** (0.140)	0.517*** (0.078)	0.050 (0.132)	0.151* (0.085)		0.004***	0.119	0.400	4.68*
(3) add $reergr$	0.531*** (0.030)	0.450*** (0.030)	0.059 (0.070)	0.170*** (0.027)	0.002 (0.011)	0.002***	0.250	0.224	3.46
(4) add $neergr$	0.504*** (0.059)	0.469*** (0.040)	0.060 (0.084)	0.195*** (0.016)	-0.015 (0.016)	0.002***	0.369	0.203	2.85

注:滞后期调整前样本分布范围为1994Q2-2012Q4(应用Andrewsd的检验法对每个回归元都进行了结构性断点检验,结果

显示对于所有的回归元，1994年都是一个显著的结构性转折点)。  $qdgap$  表示去掉趋势的真实GDP缺口季节数据，而  $gdpgpr$ 、 $reergr$  和  $neergr$  分别表示真实GDP的增长率、真实和名义的有效汇率。最后两个回归元的工具变量中加入了汇率的二阶滞后项。

我们可以从表8中得到相应的结论：一方面，当我们变换了真实变量的表示方法时，针对1994年以后的基本结论并没有发生显著的变化。另一方面，无论是增加了真实有效汇率的模型还是加入了名义有效汇率的模型，它们的估计结果与之前的结论都是类似的（表8的最后两部分）。

在稳健性分析的所有回归中，国外产出缺口的系数估计值要远远超过国内产出缺口。国外产出缺口的系数在0.147-0.195的范围内，而国内产出缺口的系数则分布在0.05到0.06。另一个有趣的发现是，汇率对通胀的直接影响效应很小而且在统计上也不显著。这些结果再次证实了以下结论：自1994年以后，国外的经济活动对中国的通胀率起着非常显著的作用。

## 五、全球化与货币政策反应方程

为了考察全球化进程是否对货币政策调整产生影响，我们在本部分构建并估计我国的货币政策反应方程。根据中国人民银行历次货币政策执行报告，货币总量的变化率情况至今一直是我国央行进行货币政策调节的核心指标。尽管近年来利率指标在货币政策执行过程中的重要性日益凸显，但是 M2 增长率等数量型指标仍然是当前我国货币政策的主要中介指标。

为此，我们设立并估计如下方程：

$$m_t = c + \rho(L)m_{t-1} + \varphi\pi_t + \theta^d y_t^d + \theta^f y_t^f + \varepsilon_t \quad (14)$$

其中  $m$  表示 M2 增长率（同比）， $\rho(L)$  表示滞后算子多项式（最优阶数由 AIC 决定）， $\varepsilon_t$  表示模型设定误差项，其他变量的定义与模型（13）等之前的估计模型中的定义相同。通过估计模型（13），我们可以考察国外产出缺口  $y_t^f$  是否直接影响到我国货币政策中介目标（即 M2 增长率）的变化。注意，模型（14）的右侧包含因变量的滞后项，用以捕捉现实中货币政策调节的平滑性。由于模型（14）的右侧包含即时变量，因此 OLS 估计可能无效，而 DWH 检验（为节省篇幅，结果省略）也验证这一结论。为此，我们采用工具变量估计解决内生性问题。

表 9 报告了加入国外产出缺口的货币政策反应方程的估计结果（工具变量估计）。从表 9 报告的结果不难看出，在整个样本区间内，M2 增长率对国内产出缺口的反应是显著的，并且系数估计为负数。根据产出缺口的基本定义（现实产出与潜在产出的自然对数比），负的估计值表明国内经济发展趋于繁荣时，货币政策倾向于收紧（下调 M2 增长率），表现为逆周期调整状态。相比之下，在全样本区间内，虽然 M2 增长率对国外产出的反应也呈现逆周期操作，但国外产出缺口的系数并不显著。

当我们考察 1994 年之前的样本区间时，我们发现尽管货币政策中介指标对国内产出缺口仍然呈现逆周期的反应，但系数并不显著，同时国外产出缺口的系数也不显著。这种情况一方面可能说明 1994 年以前中国的货币政策还是主要停留在计划经济时期的操作模式，



并没有表现出现代中央银行的货币政策反应及传导机制，这与我国 1994 年之前金融市场特别是货币市场尚未成型以及宏观政策调控模式更多的是计划经济思路等现实情况是一致的。

有意思的是，当我们考察 1994 年以后的样本区间，不难看到，此时国外产出缺口对货币政策中介指标的影响是显著的，而国内产出缺口的影响不具有统计显著性。这一结果从一定意义上反映出国外产出缺口对国内货币政策调节的影响，也就暗示出全球化因素对国内货币政策传导机制的渗透和冲击。

表 9 加入国外产出缺口的货币政策反应方程（工具变量估计）

Sample	Baseline estimates			Diagnostic tests		
	$\varphi$	$\theta^d$	$\theta^f$	$p$ -auto	$p$ -J	weakIV
A. 1984Q1-2012Q4	0.15** (0.07)	-0.46** (0.19)	-0.38 (0.23)	0.46	0.20	11***
B. 1984Q1-1994Q1	-0.45 (0.26)	-0.31 (0.21)	0.24 (1.1)	0.50	0.75	0.47
C. 1994Q2-2012Q4	0.26*** (0.05)	0.39 (0.45)	-0.90*** (0.29)	0.12	0.21	4.8*

注：回归中工具变量为模型（14）右侧因变量的滞后项以及其他变量的 1 至 4 期滞后项；模型中自相关滞后阶数由 AIC 信息准则和工具变量序列相关性检验得到，最初设定的最高滞后阶数为 8；其余设定与表 7 相同。

当然，模型（14）的估计也可能会受到国内外产出缺口彼此之间可能存在的共线性问题所干扰，为了避免共线性的可能对模型（14）估计结果的影响，我们进一步估计了单纯考虑国内产出缺口的货币政策翻译方程，即将模型（14）中的国外产出缺口变量去掉再进行回归，结果归纳在表 10 中。从估计结果可以看到，在 1994 年之后的样本回归中，即使去掉了国外产出缺口，国内产出缺口仍然没有表现出统计显著性，尽管此时货币政策对国内产出缺口的反应为逆周期性。也就是说，随着全球化进程的推进，至少国外产出缺口所蕴含的信息对国内货币政策反应方程带来了一定程度的影响。而与此相比，国内产出缺口的影响效应有明显的减弱证据。

表 10 不考虑国外产出缺口的货币政策反应方程（工具变量估计）

Sample	Baseline estimates		Diagnostic tests		
	$\varphi$	$\theta^d$	$p$ -auto	$p$ -J	weakIV
A. 1984Q1-2012Q4	0.15** (0.07)	-0.54** (0.16)	0.41	0.02	20****
B. 1984Q1-1994Q1	-0.16 (0.34)	-0.30 (0.20)	0.54	0.07	0.91
C. 1994Q2-2012Q4	0.14*** (0.05)	-0.52 (0.46)	0.06	0.12	8.8**

注：与表 9 相同。

## 六、讨论

本文第 3 部分和第 4 部分的研究结果证实了全球化对中国通胀的影响在 1994 年发生了结构性的变化，第 5 部分进一步证明全球化要素对国内货币政策反应机制有所影响。因此，如果们忽略掉这个结构性变化而对整个样本进行研究时，可能得到全球性需求对国内通胀影响的不恰当估计。而且，全球的经济缺口在 1994 年前并不能显著地影响国内的通胀水平，但在 1994 年以后却发挥了明显的作用。这些结论带给我们很多启发。

### 6.1 1994 年的结构性转折点

1994 年的结构性变化同时伴随着中国在上世纪 90 年代中期全球化水平的增长（回顾图 1），同时，由于在 90 年代早期中国处于金融和经济改革的热潮中，所以这个转折点也反映了中国逐渐步入经济全球化的进程。

首先，在 1992 年春，邓小平同志进行了以“全面促进经济发展”为主题的讲话，这次讲话也被称为“南巡讲话”，标志着中国进入了经济高速发展的新时期。为了促进对外开放政策的实施并吸引国际贸易和投资，我国当时推行了一系列经济改革的措施。1994 年 1 月份，中央政府取消了对从事进出口贸易的企业的一切财政补贴，让其自负盈亏，以此来激励进出口部门通过制度改革提高国际竞争力。同时，为了进一步促进国际间的经济合作与贸易，中国专门成立了中国进出口银行（EIBC），该机构的设立不仅在实际运行中促进了中国国际贸易和投资的发展，而且也向全世界发出了一个积极信号：中国将在长期的经济发展过程中贯彻经济开放政策。

其次，中国还取消了汇率“双轨制”，由原先的市场汇率与官方汇率并行改为单一的市场汇率。在 1994 年以前，外汇贸易中有 80% 以市场汇率进行，而有 20% 以官方汇率进行（Yi, 2008），但是在 1994 年中国废除了“双轨制”以后，人民币对美元大幅度贬值，由原先不到 6.0 的汇率提高到高于 8.2 的新汇率水平，这促进了中国出口贸易的发展。更为重要的是，中国汇率制度的改革巩固了国际贸易政策，也促进了中国与全世界的联系与相互影响。

另一项与中国经济全球化相关的重大事件就是上世纪 90 年代中期的银行制度改革。改革以后，小型商业企业，尤其是从事进出口贸易的小企业能够从金融中介机构中得到更多的贷款。而且，1994 年的银行制度改革也使得银行的运行更加自主，行政管理对它们的影响逐渐减弱。除了中国进出口银行，还有两家政策性银行也先后在 1994 年成立，分别是中国国家开发银行和中国农业发展银行，这三家银行接管了原先四大商业银行的政策性业务。同时，逐渐有越来越多的小银行成立，外国银行进入中国的限制也得以放松。这些银行制度的改革为国际贸易的发展提供了更多的金融融资渠道，也促进了中国跨国公司、外贸企业、小型进出口业务和国外移民的发展。

此外，90 年代中期的重大变革还包括《对外贸易法》的颁布、贸易关税的下调以及 1996 年经常账户中人民币的自由化改革。所有这些改革都推动了中国融入世界的进程，同时也证实了我们在研究中发现的 1994 年的经济转折点。然而，针对不断发展的经济全球化和中国通胀动态机制的转型，最新的学术研究结果为其提供了科学的基准，并且在子样本分析中找到了更精确的转折时点。

## 6.2 政策启示

1994 年以后，全球性的需求对中国通胀水平的影响越来越大，这一发现也引起了更多的政策讨论。首先，中国的货币当局对 90 年代后期以来中国的“高增长、低通胀”状况非常满意，央行在过去的十年里也不需要再在增长率和通胀之间进行权衡，因为在控制通胀率的过程中确实没有带来经济增长的减缓和失业率的提高。

然而，我们在本文的研究中却发现，央行的调控并没有自己声称的那么有效，90 年代以来“高增长”伴随着“低通胀”的美好现状也并不是得益于央行的有效政策，而是良好的全球经济形势。因此，央行也不得不面临一个现实的问题：随着中国经济全球化水平的提高，央行对通胀率的控制其实会愈加困难。

更具体地说，由于菲利普斯曲线在货币政策分析中是不容忽视的，因此全球化因素对通胀的影响自然也可以渗透到政策分析的其他宏观因素中。假设我们利用 IS 曲线、菲利普斯曲线和政策反应方程等三个模型来分析这个问题，那么全球化的影响可以通过 IS 曲线来波及到国内的真实产出缺口，同时还会通过政策响应函数来影响到货币政策。

更具体来说，在新凯恩斯模型系统内，投资储蓄（IS）方程、菲利普斯曲线方程和基于泰勒规则的货币政策反应方程是三个核心要素。如果使用  $i_t$  表示名义利率，并沿用之前的其他变量符号，那么新凯恩斯模型系统的程式化形式可以表示为：

$$y_t = \alpha_{11}(i_t - \pi_t) + \varepsilon_{yt} \quad (15)$$

$$\pi_t = \beta_{21}y_t + \varepsilon_{pt} \quad (16)$$

$$\dot{i}_t = \gamma_{31}y_t + \gamma_{32}\pi_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中等式（15）描述的是 IS 模型，等式（16）刻画的是菲利普斯曲线的基本理论表达式，等式（17）是货币政策反应方程（泰勒规则）。等式中的扰动项  $\varepsilon$  依次分别表示需求冲击、供给冲击和货币政策冲击。

这一系统所刻画的是基于利率的货币政策与经济发展的互动逻辑。具体来说，真实利率（即名义利率剔除通胀率）下降会刺激投资，从而带动真实经济产出增长加快（等式（15）），而经济产出增长率上升会带来通胀上升压力（等式（16）），此时决策层就会针对通胀率和经济增长率的变化而调节利率工具（等式（17）），而利率发生变化以后又会再次通过 IS 等式（15）作用于真实经济产出。这样，经济增长率、通胀率与利率就形成了明确的动态传导机制。

虽然以上的新凯恩斯“玩具”模型在宏观经济分析中得到了广泛的认同，但是由于不同国家经济运行机制彼此之间有差别，因此在分析中国宏观经济变量互动机制中，需要特别注意货币政策工具的差别。尽管近年来价格型工具在我国货币政策传导机制中越来越受重视，但我们在之前的讨论中已经提出，目前利率市场化程度与西方发达国家相比仍然存在较大差距，中国人民银行也明确提出我国货币政策主要以总量控制为中介目标。因此我们可以利用货币需求函数（即 LM 关系式，其中 M、P 和 Y 仍然分别表示货币总量、价格总水平与真实经济产出， $f(\cdot)$  表示函数关系）

$$\frac{M_t}{P_t} = f(y_t, i_t) \quad (18)$$

经过对数线性化、线性差分并与模型（15）—（17）相结合，就可以将货币供给增长率引入动态系统内。同时，由于系统内经济变量一般会表现出一定的惯性（平滑性）特征，并且现实中经济变量的彼此影响存在滞后效应，因此在模型系统中各等式右侧一般还要包含滞后项。这样整理之后可以获得以下模型系统：

$$y_t = a_{11}m_t + a_{12}\pi_t + lags + \varepsilon_{yt} \quad (19)$$

$$\pi_t = b_{21}y_t + lags + \varepsilon_{pt} \quad (20)$$

$$m_t = c_{31}y_t + c_{32}\pi_t + lags + \varepsilon_{mt} \quad (21)$$

其中各等式中的“lags”表示各变量的滞后项，用以捕捉现实中客观存在的动态效应。

不难看出，以上分析系统中的模型（20）和（21）就是本文进行实证分析的通胀动态机制模型和货币政策反应方程。我们已经发现，全球化因素在这一系统的核心模型中自 1994 年以后对等式（20）和（21）的影响变得非常显著，而且在多种稳健性检验下这一发现均表现明显。既然全球化因素对货币政策传导系统中的核心变量影响显著，所以全球化确实对国内货币政策传导机制产生不可忽视的影响。这也是本文的核心观点。

然而，有趣的是，Woodford (2007) 针对全球化对传统货币政策传导机制过程的可能影响进行了一个常规的理论分析，他的模拟结果却显示，迅速提高的全球化水平并没有在本质上降低货币政策对本国经济的调控力。通过理论上的设计，Woodford 对一系列全球化可能削弱央行调控经济能力的途径进行了综合性的讨论。

我们在本文得到的结论与 Woodford(2007) 的分析结果是一致的。正如 Woodford 在其研究结论中阐述的，他的结果说明全球化并没有使得国内货币政策对通胀水平的调控失效，但是这也并不意味着经济开放程度对货币政策完全没有影响。实际上，随着金融资产、消费品和生产要素的国际贸易的发展，货币政策传导机制中关键因素的响应弹性发生了量的变化 (Woodford, 2007)。特别是，在 Woodford 的分析中，商品市场全球化的程度对总需求和总供给都有着数量上的影响。

与已有的学术研究成果相一致，我们的结果既没有说中国不断提高的全球化水平会消除央行稳定国内通胀的能力，也没有说全球化的不断加强会给中国的经济带来致命的威胁。我们认为央行应该通过与其他国家央行的适当合作来提升自己调节通胀水平的能力。即使没有实际上的合作行动，央行也可以提高自己对相关问题的预测能力，并且通过将全球化的发展纳入考虑范围或者直接将其引入政策分析框架，来提高政策效力。

然而，我们的研究也确实说明，央行应该提高对全球化的关注度，因为以后将要面对的是开放经济下的问题，而不再是封闭经济下的那些传统经济问题。同时，全球化程度的改变也使得央行模型中数量指标的变化越来越值得关注。(Woodford, 2007).

## 七、结论

在过去的十几年里，中国经济的对外开放程度在不断提高，与国外贸易的联系也在明显的加强。除了不断提高的全球化水平，中国的通货膨胀机制也发生了显著的改变。因此，

本文研究在中国这个最大的发展中国家，不断提高的全球化水平如何影响通胀动态机制。具体来说，我们建立了两种不同的菲利普斯曲线模型，并且发现全球化因素可以被包含在模型里面进行分析，在模型中我们使用了国外的产出缺口作为全球化因素的指标。基于中国在19世纪80年代到2012年经济全球化水平的显著提高，我们认为中国的通货膨胀发生了结构性的变化。因为通胀动态模型是货币政策传导机制中的核心等式，因此全球化可能对货币政策传导机制带来了显著影响。

我们的实证分析证实了以上猜测，并且发现中国的通胀机制在1994年发生了结构上的变化，从那以后通胀水平受到了国外超额需求的显著影响，而国内需求对通货膨胀的影响却在减弱。同时，1994年以后中央银行的货币政策反应方程也受到了全球化因素的显著冲击。这个结论表明，央行确实应该更加关注经济全球化的发展。研究还发现，中国在最近十几年的低通胀得益于中国经济不断提高的全球化水平以及贸易伙伴经济的稳定。

既然全球化能够在世界形势稳定时稳固国内通胀水平，那么当全球经济形势不好时，全球化也可能会给国内的政策制定者带来更大的压力。比如，在2007-2008年的经济危机中，由于外需的下降，中国的国内经济也受到了一定影响。另外，最近的物价上涨也揭示出，全球化有时也会通过进口物价的上涨来发挥作用。而且，即使进口物价下跌，国内的通胀水平也还要取决于国外真实收入的变化和国内货币政策的反应。因此，忽略了国外需求的研究往往会低估全球化对国内通胀动态机制的影响。当然，我们并非建议货币政策的调整仅专注国内因素或只考虑国外因素这样的极端。从一般意义上理解，货币政策仍然应当将国内产出缺口变化作为重要的考虑因素，只是要注意到国外产出缺口变化通过通胀的影响可能间接对货币调整以及货币政策改革具有一定影响。

## 参考文献

- Andrews, D.W.K. 1993. "Tests For Parameter Instability And Structural Change With Unknown Change Point." *Econometrica* 61, no. 4: 821–856.
- Auer, R.; K. Degen; and A. Fischer. 2010. "Globalization and Inflation in Europe." Working Paper No. 65, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Auer, R.; K. Degen; and A. Fischer. 2010. "Low-wage Import Competition, Inflationary Pressure, and Industry Dynamics in Europe." *European Economic Review* 59, no. 1: 141–66.
- Auer, R., and A. Fischer. 2010. "The Effect of Low-wage Import Competition on U.S. Inflationary Pressure." *Journal of Monetary Economics* 57, no. 4: 491–503.
- Auer, R., and A. Mehrotra. 2014. "Real Globalization and Price Spillovers in Asia and the Pacific." BIS Working Papers No. 77.
- Badinger, H. 2009. "Globalization, the Output-inflation Tradeoff and Inflation." *European Economic Review* 53, no. 8: 888–907.
- Ball, L. 2006. "Has Globalization Changed Inflation?" NBER Working Paper Series No. 12687.
- Bank for International Settlements (BIS), 2005. 75th Annual Report 2005, Basel: BIS, June.
- Borio, C., and A. Filardo. 2007. "Globalization and Inflation: New Cross-country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation." Working Paper No. 227, Bank of International Settlement.
- Calvo, G. 1983. "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics* 12, no.

3: 383–398.

- Calza, A. 2009. “Globalization, Domestic Inflation and Global Output Gaps: Evidence from the Euro Area.” *International Finance* 12, no. 3: 301–320.
- Clarida, R.; J. Gali; and M. Gertler. 2002. “A Simple Framework for International Policy Analysis.” *Journal of Monetary Economics* 49, no. 5: 879–904.
- Gali, J., and M. Gertler. 1999. “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis.” *Journal of Monetary Economics* 44, no. 2: 195–222.
- Gali, J., and T. Monacelli. 2005. “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy.” *Review of Economic Studies* 72, no. 3: 707–734.
- Godfrey, L. 1994. “Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables.” *The Review of Economics and Statistics* 76, no. 3: 550–559.
- Gruben, W., and D. Mcleod. 2004. “The Openness–inflation Puzzle Revisited.” *Applied Economics Letters* 11, no. 8: 465–468.
- Hansen, B. 1997. “Approximate Asymptotic p Values for Structural Change Tests.” *Journal of Business and Economic Statistics* 15, no. 1: 60–80.
- Hansen, L. 1982. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica* 50, no. 4: 1029–1054.
- Helbling, T.; F. Jaumotte; and M. Sorence. 2006. “How Has Globalization Affected Inflation.” IMF World Economic Outlook, Chapter 3, 97–134.
- Hirakata, N.; I. Yuto; and K. Masahiro. 2014. “Emerging Economies’ Supply Shocks and Japan’s Price Deflation: International Transmissions in a Three-Country DSGE Model.” ADBI Working Paper Series No. 459.
- Holz, C., and A. Mehrotra. 2013. “Wage And Price Dynamics in a Large Emerging Economy: The Case of China.” BIS Working Paper Series No. 409.
- Ihrig, J.; S. Kamin; D. Lindner; and J. Marquez. 2010. “Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis.” *International Finance* 13, no. 3: 343–375.
- Kamin, S.; M. Marazzi; and J. Schindler. 2006. “Is China Exporting Deflation?” *Review of International Economics* 14, no. 2: 179–201.
- Milani, F. 2010. “Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries.” *Journal of Macroeconomics* 32, no. 4: 968–981.
- Mishkin, F. 2006. *The Next Great Globalization*. Princeton University Press, Princeton.
- Obstfeld, M., and K. Rogoff. 2000. “New Directions in Stochastic Open Economy Models.” *Journal of International Economics* 50, no. 1: 117–153.
- Pagan, A. 1984. “Econometric Issues in The Analysis of Regressions with Generated Regressors.” *International Economic Review* 25, no. 1: 221–247.
- Pain, N.; K. Isabell; M. Sollie. 2006. “Globalization and Inflation in OECD Economies.” Working Paper Series No. 524, OECD Economics Department.
- Romer, D. 1993. “Openness and Inflation: Theory and Evidence.” *Quarterly Journal of Economics* 108, no. 4: 869–903.
- Sbordone, A. 2009. “Globalization and Inflation Dynamics: The Impact of Increased Competition.”

- In *International Dimensions of Monetary Policy*, edited by Galí, Jordi, Gertler, Mark. University of Chicago Press, Chicago.
- Smets, F., and R. Wouters. 2002. “Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-through and Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics* 49, no. 5: 947–981.
- Stock, J., and M. Yogo. 2003. “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression.” NBER Technical Working Paper No. 0284.
- Temple, J. 2002. “Openness, Inflation, and The Phillips Curve: A Puzzle.” *Journal of Money, Credit and Banking* 34, no. 2: 450–468.
- Terra, C. 1998. “Openness and Inflation: A New Assessment.” *Quarterly Journal of Economics* 113, no. 2: 641–648.
- Woodford, M. 2003. *Interest and Prices: Foundations of A Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, Princeton.
- Woodford, M. 2007. “Globalization And Monetary Control.” NBER Working Papers No. 13329.
- Yi, G. 2008. “Renminbi Exchange Rates and Relevant Institutional Factors.” *Cato Journal* 28, no. 2: 187–196.
- Zhang, C., and J. Clovis. 2010. “The New Keynesian Phillips Curve of Rational Expectations: A Serial Correlation Extension.” *Journal of Applied Economics* 13, no. 1: 159–179.
- Zhang C.; D. Osborn; and D. Kim. 2008. “The New Keynesian Phillips Curve: From Sticky Inflation to Sticky Prices.” *Journal of Money, Credit and Banking* 40, no. 4: 667–699.

#### 附录：基于开放经济 DSGE 模型的含有全球化要素的通胀动态机制模型机理

本文正文中的 NKPC 模型是基于 Calvo (1983) 的“供给方”模型推导得出的。我们这里依据 Obstfeld 和 Rogoff (1995,1996, 2000)、Clarida 等人 (2002)、Smets 和 Wouters (2002) 以及 Galí 和 Monacelli (2005) 关于开放经济 DSGE 模型研究的经典文献，对含有全球化要素的通货膨胀动态机制模型进行推导。在开放经济 DSGE 模型的设立中，Calvo (1983) 的价格粘性仍然是模型设立的核心机制。与标准的文献相一致，我们的模型推演过程基于一国（或者说母国）与世界经济（或者说主要贸易伙伴国）之间的互动关系。为了方便说明并尽量与正文变量的定义保持一致，我们在下文推导中使用下标  $i$  表示特定国家  $i$ ，下标  $D$  表示“国内”，下标  $F$  表示“国外”，上标星号“\*”表示“世界”，小写字母变量是大写字母变量的自然对数形式。基于以上说明，我们分别从家庭部门和企业部门的典型活动开始分析，进而获得一般均衡状态下通货膨胀动态机制模型的解析表达式。

首先，从需求方来看，家庭部门的目标效用函数可以写成

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t) \quad (\text{A1})$$

其中  $N_t$  表示劳动时间， $C_t$  表示综合消费指数。在开放环境下，消费指数  $C_t$  由两部分组成，即

$$C_t \equiv [(1-a)^{\frac{1}{\eta}} (C_{D,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}} + \alpha^{\frac{1}{\eta}} (C_{F,t})^{\frac{\eta-1}{\eta}}]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (\text{A2})$$

其中  $C_{D,t}$  和  $C_{F,t}$  分别表示家庭部门所消费的国内产品和从国外进口的产品，并均由标准的不变替代弹性函数给定；参数  $\alpha$  反映国内偏好程度， $\eta$  度量国内外商品的可替代程度。

对于家庭部门来说，其效用最大化的预算约束条件为

$$\int_0^1 P_{D,t}(j)C_{D,t}(j)dj + \int_0^1 P_{i,t}(j)C_{i,t}(j)djdi + E_t(Q_{t,t+1}Z_{t+1}) \leq Z_t + W_tN_t + T_t \quad (\text{A3})$$

其中  $j$  用来代表商品种类， $P_{D,t}$  表示国内生产的产品在国内的销售价格（以下简称“国内产品价格”）， $P_{i,t}$  表示从国家  $i$  进口的商品的价格（以国内货币计价，下同）， $Z_{t+1}$  表示  $t$  期家庭持有的投资组合在  $t+1$  期的名义收入， $W_t$  表示名义工资， $T_t$  代表税赋总额， $Q_{t,t+1}$  表示与投资组合名义收入相关的随机折现因子。

在开放环境下，家庭部门对于商品的需求函数也分为两部分，即

$$C_{D,t}(j) = \left(\frac{P_{D,t}(j)}{P_{D,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{D,t}, \quad C_{i,t}(j) = \left(\frac{P_{i,t}(j)}{P_{i,t}}\right)^{-\varepsilon} C_{i,t} \quad (\text{A4})$$

其中国内产品价格  $P_{D,t}(j) \equiv \left(\int_0^1 P_{D,t}(j)^{1-\varepsilon} dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ ，从国家  $i$  的进口价格  $P_{i,t}(j) \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}(j)^{1-\varepsilon} dj\right)^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ ， $\varepsilon$  代表替代弹性。

另外，假定  $P_{F,t} \equiv \left(\int_0^1 P_{i,t}^{1-\gamma} di\right)^{\frac{1}{1-\gamma}}$  表示基于国外各个国家加总后的总体进口价格指数（其中  $\gamma$  表示不同国家产品的彼此替代程度），那么国内家庭部门在消费从  $i$  国进口产品时的最优消费方案是

$$C_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t}}{P_{F,t}}\right)^{-\gamma} C_{F,t} \quad (\text{A5})$$

因为国内消费由家庭部门所消费的国内产品和国外产品两部分组成，所以国内的消费价格可以表示为

$P_t \equiv [(1-\alpha)(P_{D,t})^{1-\eta} + \alpha(P_{F,t})^{1-\eta}]^{\frac{1}{1-\eta}}$ 。这样，家庭部门在消费本国产品和整个进口产品时的最优消费方案就是

$$C_{D,t} = (1-\alpha)\left(\frac{P_{D,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t, \quad C_{F,t} = \alpha\left(\frac{P_{F,t}}{P_t}\right)^{-\eta} C_t \quad (\text{A6})$$

基于以上设定，国内家庭部门的消费支出是  $P_{D,t}C_{D,t} + P_{F,t}C_{F,t} = P_t C_t$ ，因此预算约束条件（A3）可以重新写成

$$P_t C_t + E_t(Q_{t,t+1}Z_{t+1}) \leq Z_t + W_tN_t + T_t \quad (\text{A7})$$

如果给定效用函数的具体形式  $U(C, N) \equiv (1-\sigma)^{-1}C^{1-\sigma} - (1+\varphi)^{-1}N^{1+\varphi}$ ，那么家庭部门跨期最优条件分别是

$$C_t^\sigma N_t^\varphi = W_t / P_t \quad (\text{A8})$$

和

$$\beta \left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^\sigma \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) = Q_{t,t+1} \quad (\text{A9})$$

对公式（A9）取期望并整理可以得到传统的随机欧拉方程，即

$$\beta R_t E_t \left[ \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \right] = 1 \quad (\text{A10})$$

其中  $R_t = (E_t Q_{t,t+1})^{-1}$  表示无风险贴现债券的总回报。

根据（A8）和（A10）还可以获得各自对应的对数线性化形式，即

$$\begin{cases} w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \\ c_t = E_t \{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma} (r_t - E_t \{\pi_{t+1}\} - \rho) \end{cases} \quad (\text{A11})$$

其中  $\rho \equiv \beta^{-1} - 1$  表示时间贴现率， $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$  是 CPI 通胀率。

另外，根据标准的双边贸易条件  $S_{i,t} = P_{i,t} / P_{D,t}$ ，国内与国外的总体贸易条件经过对数线性化后可以写成  $s_t = \int_0^1 s_{i,t} di$ 。

这样，根据（A6）中  $P_t$  的基本定义式并结合绝对购买力平价理论，可以获得 CPI 价格指数与国内产品价格和国外产品价格之间的关系，然后再根据 CPI 通胀率的基本计算公式（价格自然对数差分），可以得到 CPI 通胀率与国内产品价格的关系



式，即

$$\pi_t = \pi_{D,t} + \alpha \Delta s_t \quad (\text{A12})$$

假定  $e$  表示取自然对数形式的名义有效汇率， $p_t^* \equiv \int_0^1 P_{i,t}^i di$  表示世界价格指数（自然对数形式），那么根据一价定律以及

(A6) 中  $P_{F,t}$  的定义式，可以获得贸易条件、名义有效汇率、国内价格和世界价格的线性关系式，即

$$s_t = e_t + p_t^* - p_{D,t} \quad (\text{A13})$$

然，根据真实汇率  $q$  与名义汇率的基本定义，还可以获得真实汇率与贸易条件的关系，即

$$q_t = s_t + p_{D,t} - p_t = (1 - \alpha) s_t \quad (\text{A14})$$

下面我们考虑国内消费与世界消费之间的联系。我们可以通过与设定 (A9) 类似的方式设定任何一个国家  $i$  的家庭部门的一阶条件表达式，即

$$\beta \left( \frac{C_{t+1}^i}{C_t^i} \right)^{-\sigma} \left( \frac{P_t^i}{P_{t+1}^i} \right) \left( \frac{\bar{\omega}_t^i}{\bar{\omega}_{t+1}^i} \right) = Q_{t,t+1} \quad (\text{A15})$$

其中  $\bar{\omega}$  表示双边名义汇率。将 (A9) 与 (A15) 结合并利用真实汇率的基本定义，再对获得的表达式两侧取积分，可以得到国内消费与世界消费之间的关系式为

$$c_t = c_t^* + \frac{1}{\sigma} q_t = c_t^* + \left( \frac{1 - \alpha}{\sigma} \right) s_t \quad (\text{A16})$$

其中  $c_t^* \equiv \int_0^1 c_t^i di$  是世界消费指数（自然对数形式）。

其次，对于供给方的企业部门来说，我们依据 Clarida 等人 (2002) 以及 Gali 和 Monacelli (2005) 的标准设定，将生产不同产品并且具有线性技术投入形式的企业生产函数写成  $Y_t(j) = A_t N_t(j)$ ，其中  $A_t$  表示外生的技术参数。这样，根据 Gali 和 Monacelli (2005)，国内企业的真实边际成本就可以写成

$$mc_t = -v + w_t - p_{D,t} - a_t \quad (\text{A17})$$

其中  $v \equiv -\log(1 - \tau)$ ， $\tau$  表示就业补贴， $a_t \equiv \ln(A_t)$ 。再根据企业总生产函数中国内总产出与就业之间的联系并经过线性一阶展开，可以得到如下关系：

$$y_t = a_t + n_t \quad (\text{A18})$$

对于企业定价机制，则与本文第二部分保持一致（但暂时假定正文公式 (3) 中  $k_y^f = 0$ ），对应结果在下面的 (A23) 中给出。我们下面分析基于以上需求方和供给方的基本模型设定下的一般均衡状态。通过商品市场出清条件并利用国内总产出的基本定义，我们可以获得国内总产出与消费、贸易条件和汇率之间的表达式，即

$$y_t = c_t + \alpha \gamma s_t + \alpha (\eta - \sigma^{-1}) q_t = c_t + \frac{\alpha \omega}{\sigma} s_t \quad (\text{A19})$$

其中  $\omega \equiv \sigma \gamma + (1 - \alpha)(\sigma \eta - 1)$ 。再根据世界市场的出清条件并结合公式 (A9)、(A15) 和 (A16)，可以得到国内总产出与世界总产出之间的关系式（令  $\sigma_\alpha \equiv [(1 - \alpha) + \alpha \omega]^{-1} \sigma$ ）：

$$y_t = y_t^* + \frac{1}{\sigma_\alpha} s_t \quad (\text{A20})$$

接下来，我们根据 (A11)、(A16)、(A18) 和 (A19) 将公式 (A17) 重新写成，

$$mc_t = -v + \xi_d y_t + \xi^* y_t^* + u_t \quad (\text{A21})$$

其中  $\xi_d \equiv (\sigma_\alpha + \varphi)$ ， $\xi^* \equiv (\sigma - \sigma_\alpha)$ ， $u_t \equiv -(1 + \varphi) a_t$ 。进一步利用总产出缺口的定义（即  $y_t$  及  $y_t^*$  与各自的静态值之差），可以将 (A21) 重新写成

$$mc_t = c^* + \xi_d \hat{y}_t + \xi^* \hat{y}_t^* + u_t \quad (\text{A22})$$

其中  $c^* \equiv -v + \mu(\xi_d + \xi^*)$ ， $\hat{y}_t$  和  $\hat{y}_t^*$  则分别表示国内和世界产出缺口。

最后，根据 Woodford（2003）并参考正文第二部分类似的推导过程，可以先获得封闭经济下的 NKPC 模型，即

$$\pi_t = \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \lambda m c_t \quad (\text{A23})$$

其中各系数定义形式与本文第二部分及 Woodford（2003）相类似。然后，我们将公式（A22）代入（A23）获得开放经济下能够包含全球化因素（即国外产出缺口）的 NKPC 模型，即

$$\pi_t = c + \gamma_e E_t \pi_{t+1} + \gamma_b \pi_{t-1} + \sum_{i=1}^{q-1} \alpha_i \Delta \pi_{t-i} + \delta_d \hat{y}_t + \delta^* \hat{y}_t^* + \hat{\lambda}_t \quad (\text{A24})$$

其中  $c \equiv \lambda c^*$ ， $\delta_d \equiv \lambda \xi_d$ ， $\delta^* \equiv \lambda \xi^*$ ， $\hat{\lambda}_t \equiv \lambda u_t$ 。

至此，我们证明文中第三部分基于“供给方”推导出的含有全球化要素的通胀动态机制模型，也可以从开放经济 DSGE 模型系统推导获得，而且模型的最终宏观表达式完全一致。不过，从世界经济体的运行情况（全球化要素）对国内通货膨胀的传导途径来看，基于 DSGE 模型系统的推导过程对微观环节反映得更为细致和充实，当然整个推演过程相对繁琐一些。另外，如果我们考虑上文中（A12）、（A13）、（A14）和（A20）之间的联系，不难看出模型（A24）也可以改写成含有汇率变量的形式。当然，是否要将汇率变量在通胀动态机制模型中显性地表示出来，要根据研究问题的属性来进行选择。就本文而言，我们在实践中考察了汇率因素（包括名义有效汇率、真实有效汇率和人民币对美元汇率）可能对通胀率的影响。但相应的估计结果表明汇率变量无一例外地都不具有统计显著性。