

对中国基础通货膨胀指标的研究

Marlene Amstad 叶欢 马国南¹

摘要：对于货币政策决策者和市场参与者来说，通货膨胀都是个关键的宏观经济变量。本文建立了一个新的中国基础通货膨胀度量指标(CUIG)，可以区分趋势和噪声，可以按日计算，而且考虑了可能影响通货膨胀的多种经济变量。该指标的构造方法以 Forni 等人 2000 年的动态因子模型研究成果为基础，并已经在纽约联储和瑞士央行进行了成功的运用。和 CPI 相比，这个指标更平滑，但也不像传统核心通胀指标那样去除了过多波动性。这个指标能较紧密地追踪 CPI，同时能提供传统核心通胀指标不包含的额外信息。最后，我们的预测统计检验显示这个指标在不同的样本区间对 CPI 的预测表现都好于传统核心通胀指标。

Abstract: Current and prospective inflation matters a lot to monetary policy makers and market participants. This paper develops a new underlying inflation gauge for China (CUIG) which differentiates between trend and noise, is available daily and uses a broad set of variables that potentially influence inflation. Its construction follows the works at other major central banks and adopts the methodology of a dynamic factor model developed by Forni et al. (2000). Our UIG for China is less noisy but still closely tracks the headline CPI. It does not suffer from the excess volatility reduction that plagues traditional core inflation measures and instead provides additional information. Finally, when forecasting the headline CPI, our UIG for China outperforms traditional core measures over different samples.

关键词： 通货膨胀；动态因子模型；核心通货膨胀；预测

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹ Marlene Amstad, 国际清算银行 (BIS) 经济顾问, Marlene.Amstad@bis.org; 叶欢, 就职于中国人民银行调查统计司, yhuan@pbc.gov.cn; 马国南, 经纶国际经济研究院和 Bruegel 资深研究员, guonan.ma@outlook.com。文中所用软件由 Forni, Hallin, Lippi, and Reichlin (2000) 开发。感谢 Robert McCauley、李波、Aaron Mehrotra、徐诺金、Frank Packer、Hyun Shin、闫先东、James Yetman 及参加 BIS 和中国人民银行研讨会的其他参与者的评论。本文仅代表作者个人观点，不代表所在单位意见。本文中版由叶欢根据英文 BIS 工作论文翻译而成。

一、导言

对货币政策决策者和市场参与者来说，当前和未来的通货膨胀都很重要。在大多经济体中，度量通货膨胀最重要的指标是各国统计部门公布的消费价格指数（CPI）或个人消费支出（Personal Consumption Expenditures, PCE）指数的同比增长率，但这些官方通货膨胀指标至少存在三个问题：

首先，通货膨胀指标短期波动明显。很难判断 CPI 的突然上升或下降是受临时性冲击影响还是发生了趋势改变。其次，CPI 和 PCE 这些价格指数只包含价格变量，而不包含失业率和产出缺口等信息，而这些变量会影响通货膨胀。换句话说，如果只考虑 CPI 和 PCE 及其分项，就忽视了关于当前和未来通货膨胀的许多其他可用信息。再次，CPI 和 PCE 通常每月公布，这在正常情况下是够用的，但在经济出现剧烈波动的时期，例如在全球金融危机时，可能需要一个能更频繁更新的、在某一给定时点能更好利用可用信息的通货膨胀度量指标。

为了解决波动性过大的问题，学者们发展了所谓的“核心通货膨胀”度量方法。虽然对核心通货膨胀的准确定义还没有统一，但通常这个术语指一个更平滑、且对通货膨胀有一定先行性的指标。这些度量方法通过剔除特定价格分项或者降低它们的权重来减小波动。最常见的核心通胀度量方法是剔除食品和/或能源价格。也有方法剔除某个时点特定比率（如 25%）的最高和最低的价格变动，即“修剪均值（trimmed mean）通货膨胀”。通过剔除波动性最大的分项，这些方法就达到了降低波动性的目的。但这个过程内含的假设是：大的价格变动是临时性的。为了减小波动性，核心通胀指标很可能削弱了、甚至全部去除了对预测通货膨胀可能有帮助的信息。

为了解决窄信息集和公布频率为月度的问题（即前面提到的第二个和第三个缺点），也可以使用基于市场交易的通货膨胀指标，例如根据通胀保值债券（Treasury Inflation Protected Securities, TIPS，或者叫实际债券）和名义债券（不提供通胀保值）收益率之差算出的盈亏平衡通货膨胀率。盈亏平衡通货膨胀率每天都有数据，而且盈亏平衡通货膨胀率会根据每天的新信息进行调整，所以市场参与者是基于一个很大的数据集做出判断。但市场参与者在这个大数据集里具体放了哪些数据序列，以及在给 TIPS 定价时是否改变这个数据集并/或改变数据集中不同输入变量的权重，都是不明确的。

总的来说，核心通货膨胀和基于市场的通货膨胀在仅仅部分解决问题的同时，还造成了其他潜在的问题。²中国的情况是，每月公布两种传统的核心通货膨胀度量：剔除食品的 CPI（CPI_nf）和剔除食品及能源的 CPI（CPI_nfe）。中国在面对 1988-89 年的通胀恐慌时引入了指数化的政府债券，在 1993 年通胀率再次冲高时又引入了这种债券³。但目前中国没有通胀保值债券，不能推算盈亏

² Hørdahl (2009) 证明，除了预期通货膨胀外，还有另外三个因素也会影响盈亏平衡通货膨胀率：通胀风险溢价、流动性溢价和技术性的市场因素。同时，这些因素也会随时间变化，使得盈亏平衡通货膨胀率很难解读。

³ 见 Burdekin, Richard C.K. & Xiaojin Hu (1999)。

平衡通货膨胀率。

在这篇文章中，我们建立了一个新的度量指标——中国基础通货膨胀指标（Chinese Underlying Inflation Gauge, CUIG）。它很平滑，是以一个大数据集为基础的，并可以每日计算。要强调的是，我们的 CUIG 指标并不能被解读为替代 CPI 的通货膨胀度量指标，而是为了提供一个新的补充性的通货膨胀信号。

CUIG 以一个已经被证明非常有用的计量经济模型为基础，这个模型常用来为不同经济体预测经济增长（GDP）和通货膨胀。在构造 CUIG 时，我们使用与构造美国通货膨胀指标的纽约联储基础通货膨胀指标（FRBNY Staff Underlying Inflation Gauge）和瑞士通货膨胀指标的瑞士央行动态因子通货膨胀指标（SNB Dynamic Factor Inflation）同样的模型和参数设定（Amstad et. al., 2014 and Amstad and Potter, 2009; Amstad and Fischer, 2009a）。虽然文献中有很多类似的 GDP 和通货膨胀预测研究，⁴但据我们所知，这是这种模型第一次应用于新兴市场国家和中国。⁵

这篇文章主要构建了 CUIG，并将它的统计特征与 CPI 和传统核心通货膨胀指标进行了比较。文章的其余部分结构如下：第二节介绍了估计方法和过程。第三节讨论使用的数据集，包括数据种类和质量，样本长度和春节效应。第四节说明参数选择的原因。第五节通过比较平滑性、与 CPI 的相关性以及和传统核心通货膨胀指标相比增加的额外信息来考察 CUIG 的统计特征。按照 Cogley (2002) 和其他学者的方法，我们也考察了不同基础通货膨胀指标进行通货膨胀预测的相对表现。第六节做出结论：CUIG 在经典预测检验中的表现超过了传统核心通货膨胀指标，为货币政策决策者和市场参与者提供了更多的信息。

二、方法

这一节分析了计量模型的选择，并讨论了模型的估计过程。

（一）模型的选择

我们的目的是建立一个实证的、平滑的、基于模型而且“与 TIPS 类似”的，对债券投资者和货币政策决策者有帮助的通货膨胀指标（CUIG）。我们选用的模型应该具有两个特征。

首先，模型要能产生一个平滑的信号来区别噪声和趋势，同时又不直接剔除变量。这和传统的核心通胀指标相反，传统的核心通胀指标平滑的代价是剔除了

⁴ 对于欧元区 GDP，经济政策研究中心（the Centre for Economic Policy Research, CEPR）构建了 EuroCoin，该指标每月发布（Altissimo et al. (2001)）。对于美国 GDP，有芝加哥联储国民活动指数（National Activity Index），是以 Stock and Watson (1999) 的方法为基础的。对于美国通货膨胀，Reis and Watson (2010) 使用一个动态因子模型区分绝对的和相对的价格变化。欧元区通货膨胀，见 Cristadoro et al. (2005)。Altissimo et al. (2009) 使用一个动态因子模型研究欧元区总体通货膨胀的持续性。新西兰季度通货膨胀度量见 Giannone and Matheson (2007)。

⁵ 之前的研究使用不同的模型，并常常只使用有限几个变量。例如，Funke et al (2014) 使用了一个状态空间模型，选择了 8 个变量来实时追踪中国的 CPI。我们的研究在很多方面都不同，因为我们的目标不是追踪 CPI 本身而是估计它的基础趋势。因此，我们使用一个包含了 5 个数据种类（价格、经济活动、劳动力市场、货币和信贷、金融市场）473 个时间序列的大数据集。此外，我们应用了一个在频域提取基础趋势的动态因子模型。

一些可能包含重要信息的变量。从这个方面看，傅里叶变换看来是合适的计量经济方法。傅里叶变换是把一个时间序列（所谓“时间域”）写成若干个正弦函数（所谓“频域”）的数学公式。任何一个时间序列都可以写成一些正弦函数的和。单个正弦函数有三个特征：振幅（对平均值的最大偏离）、频率（1 秒内发生的循环个数）和相位（先行或滞后）。高频率代表波动剧烈的时序，而低频率代表平滑的时序（极端情况是常数序列）。把时间序列转化为在频域上的表达方式，使得可能确定某个特定的带宽（两个频率的差）。它使得研究者能剔除明确定义的频率带宽。例如，对给定的变动剔除所有 1 年以下的频率。因此，区别噪声和趋势的定义完全由研究者控制。

其次，它应该能把许多变量综合为一个或几个变量。从这个角度看，因子模型是个很明显的选择。在因子模型中，Forni, Hallin, Lippi & Reichlin (2000) 提出的广义因子模型（后面简称为 FHLR）特别适合我们的目的。其原因一是 FHLR 方法在平滑输入变量时正是使用的傅里叶变换。二是我们需要的因子模型要能处理一个特别大的数据集，因为我们的目的是建立一个可以持续更新的信号。随着时间的流逝，某个给定变量的相关性可能发生变化，因此其权重也要发生变化。在中国这样一个快速发展的新兴市场经济体重尤其如此。如果频繁改变使用的数据集本身，就很难判断得到的信号的变化是因为数据集本身变化还是因为权重变化。因此，比较好的选择是使数据集包含与通胀相关的尽可能多的变量。然后，在每次更新时，因子模型将决定不同输入变量的权重，来解释每个时点通货膨胀的变化。而 FHLR 方法可以用来处理大量的数据。

（二）模型的估计过程

我们使用 Altissimo et al. (2001) 的方法对模型进行估计，总体方法是以 FHLR 方法为基础。FHLR 方法把传统的动态因子模型（Sargent & Sims, 1977）扩展到的面板数据。

广义动态因子模型的结构如下：假设一个 **错误！未找到引用源。** 个时序的面板， $x_{it} = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{Mt})'$ **错误！未找到引用源。** 是 0 均值的宽平稳过程的实现，并把它看作是一个无穷序列的元素。在传统的动态因子方法中，假设每个时间序列都有测量误差，可以分解为两个不可观测的正交部分的和：

$$x_{it} = \lambda_{it} + \xi_{it} = \mathbf{b}_i(L) \mathbf{u}_t + \xi_{it} = \sum_{j=1}^q b_{ij}(L) u_{jt} + \xi_{it}$$

其中 **错误！未找到引用源。** 是共有的部分，由具有非奇异谱密度矩阵的 q 个动态共有冲击 **错误！未找到引用源。** 驱动，**错误！未找到引用源。** 是特异的部分，反映测量误差和局部冲击。**错误！未找到引用源。** 是 **错误！未找到引用源。** s 阶滞后多项式的向量，反映因子动态。对于所有的 k 和 i ， ξ_{it} 都和共有冲击 **错误！未找到引用源。** 是正交的。传统的动态因子模型假设特异部分 ξ_{it} 都是相互正交的。这是个非常严格的假设，尤其是在 $N \rightarrow \infty$ 时，因为它忽视了局部冲击，这种冲击只影响一个小的数据子集，但不止影响一个变量。Forni et al. (2000) 提

出了一个广义动态因子模型，放松了这个假设，允许有限的动态相关性。由于正交性不再作为 χ_{it} 错误！未找到引用源。和 ξ_{it} 理论上的差异，就需要 Forni et al. (2000) 给出的其他假设：

1. (1) q 维的向量过程 $\{(u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{qt})', t \in \mathbb{Z}\}$ 是标准正交的白噪声，即对任意的 j 和 t ，都有 $E(u_{jt}) = 0$ ， $\text{var}(u_{jt}) = 1$ ；对任意的 j 、 t 和 $k \neq 0$ ，都有 $u_{jt} \perp u_{jt-k}$ ；对任意的 $s \neq j, t$ 和 k ，都有 $u_{jt} \perp u_{st-k}$ ；

(2) $\xi = \{\xi_{it}, i \in \mathbb{N}, t \in \mathbb{Z}\}$ 满足以下两个条件：一是对任意的 n ， $\xi_n = \{(\xi_{1t}, \xi_{2t}, \dots, \xi_{nt})', t \in \mathbb{Z}\}$ 都是一个零均值的平稳向量过程，二是对任意的 i 、 j 、 t 和 k ，都有 $\xi_{it} \perp u_{jt-k}$ ；

(3) 滤子 $b_{ij}(L)$ 对 L 是单边的，系数是平方可积的。

2. 对任意的 $i \in \mathbb{N}$ ，存在实数 $c_i > 0$ ，使得对任意的 $\theta \in [-\pi, \pi]$ ，都有 $\sigma_{ii}(\theta) \leq c_i$ ，其中 $\sigma_{ii}(\theta)$ 是向量过程 x_{nt} 的谱密度矩阵 $\Sigma_n(\theta)$ 的元。

3. 第一个特异动态特征值 λ_{n1}^ξ 是一致有界的，即存在实数 Λ ，使得对任意 $\theta \in [-\pi, \pi]$ 和 $n \in \mathbb{N}$ ，都有 $\lambda_{n1}^\xi(\theta) \leq \Lambda$ 。

4. 前 q 个共有动态特征值在 $[-\pi, \pi]$ 内几乎处处发散，即对 $j \leq q$ ，在 $[-\pi, \pi]$ 中几乎处处都有 $\lim_{\lambda \rightarrow \infty} \lambda_{nj}^\chi(\theta) = \infty$ ，其中 λ_{nj}^χ 是向量过程 χ_{nt} 的谱密度矩阵 $\Sigma_n^\chi(\theta)$ 的动态特征值。

在满足这些假设时，上面描述的模型就是个广义动态因子模型。

模型的估计过程如下：

先使用 Forni et al. (2000) 给出的广义动态主成分法估计共有因素和特异因素密度函数的谱：

$$\hat{\Sigma}_\chi(\theta) = \mathbf{U}(\theta) \Lambda(\theta) \bar{\mathbf{U}}(\theta)$$

其中 $\Lambda(\theta)$ 是对角阵 $\lambda_1(\theta), \dots, \lambda_q(\theta)$ ， $\mathbf{U}(\theta)$ 是特征向量的矩阵。

使用至频率带 $[-\theta, \theta]$ 的逆傅里叶变换（其中 $\theta = 2\pi/12$ ），我们得到在较低频率的 χ 的协方差矩阵的估计：

$$\Gamma_{\chi^L}(k) = \frac{2\pi}{2H+1} \sum_{h=-H}^H \hat{\Sigma}_\chi(\theta_h) e^{i\theta_h k}$$

其中 H 由条件 $\theta_H \leq 2\pi/b$ and $\theta_{H+1} > 2\pi/b$ and a 确定，这里 b and a 是确定特定频率的系数。

然后，我们使用这个协方差矩阵通过广义主成分来估计静态因子，并估计 χ_t ：

$$\hat{\chi}_{t+h} = \Gamma_\chi(h) \mathbf{V} (\mathbf{V}' \Gamma_\chi \mathbf{V})^{-1} \mathbf{V}'_{x_t}$$

其中 $\mathbf{V}$ 是广义特征向量的矩阵。FHLR (2001b) 证明当 n 和 T 按合适的速率

接近 ∞ 时， $\hat{\chi}_t$ 依概率收敛于 χ_t ， $\hat{\chi}_{t+h}$ 收敛于 χ_{t+h} 根据同期和过去的 $(u_{1t}, u_{2t} \dots u_{qt})$ 的值得出的理论预测。

最后，我们使用静态因子来估计低频的共有成分，即使用估计出来的静态因子的先行和滞后值来预测低频的共有成分。得到的共有周期性因素的估计是

$$\hat{\chi}_{t+h}^L = \mathbf{R}\mathbf{W}(\mathbf{W}'\mathbf{M}\mathbf{W})^{-1}\mathbf{W}'\mathbf{X}_t$$

其中 $\mathbf{M}$ 是 $\mathbf{X}_t = (x'_{t+m} \dots x'_t \dots x'_{t-m})'$ 的样本协方差矩阵， $\mathbf{W}$ 是广义特征向量的对角阵， $\mathbf{R}$ 是低频共有成分的协方差矩阵的先行和滞后值。

模型估计使用 MATLAB 软件，所用程序根据 Forni, Hallin, Lippi, and Reichlin (2000) 的原始程序改编。

三、数据

这一节讨论了生成 CUIG 的数据集，讨论了数据口径和质量、样本长度和春节效应。数据集是一个包含 473 个数据的面板，这些数据覆盖了中国经济的关键方面。我们使用的模型要求所有的数据起始点相同（起点平衡），但由于发布日期不同，它们可以有不同的样本长度（终点不平衡）。

（一）数据范围和质量

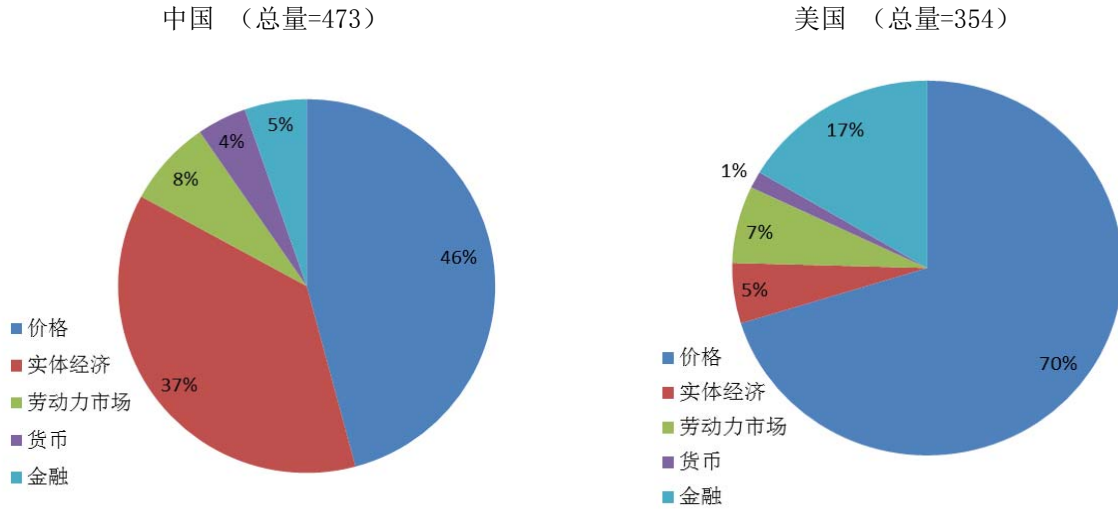


图 1: 中国和美国输入变量的数量和构成

注：由于四舍五入，百分比可能合计不为 100。

来源：作者计算。

我们的目的是以一个大数据集为基础建立一个通货膨胀信号，来发现基础通货膨胀压力的拐点，并研究通货膨胀背后的驱动力。因此数据集应该是多有可能影响通货膨胀的变量的一个大⁶集合。我们的数据集包括以下五个主要的种类：

- （1）价格；（2）经济活动；（3）劳动力市场；（4）货币和信贷；以及（5）金融

⁶ 一些研究表明中国通货膨胀由许许多多变量驱动。例如 Cai & Du (2011) 评估了劳动力市场变化的贡献，Zhang (2012) 比较了需求拉动和成本推动因素的影响。Nagayasu (2009) 证明通货膨胀可以由货币、信贷、生产率和汇率变化等经济基本面解释。

市场。我们将使用所有数据估计基准 CUIG，同时我们也估计一个仅使用价格数据的 CUIG (CUIG_ponly)。在实践中，我们尽量把数据集保持在可操作的规模，仅关注中国人民银行在通货膨胀分析和预测中定期监测的变量。

我们的数据集一共包含 473 个变量，而美国类似的通货膨胀指标 (Amstad, Potterand Rich, 2014) 有 346 个变量，瑞士 (Amstad & Fischer, 2009a and b) 有 454 个变量。图 2 展示了中国和美国这五个种类数据的分布。由于目标变量是通货膨胀，因此价格类是最多的，在中国占整个数据集近一半，在美国占三分之二。

具体来说，价格类包括所有主要的价格指数，例如 CPI 及其构成、零售价格指数 (RPI)、生产者价格指数 (PPI)、企业商品价格指数 (CGPI) 和进出口价格指数。经济活动类包括名义和实际数据，例如工业增加值、投资、零售、贸易、住户调查和公司调查。劳动力市场数据主要包括平均工资和总工资，就业和失业。货币和信贷数据包括关键的货币总量、银行贷款和存款。金融市场数据包括利率、汇率和股票市场价格指数。最后，由于中国越来越融入全球市场，我们的数据集也包括主要的国际商品价格和最大的五个贸易伙伴的一些选定的数据⁷。每个贸易伙伴占中国出口总量的百分比都不少于 5%，合计占中国出口的 70%。

我们的数据集有五个重要特征。第一，大多数数据变量是月度的，但一些经济活动和劳动力市场变量是季度的，而大多数金融市场数据是日度的。

第二，最理想的情况是所有的时间序列都应该是名义值。但受数据可得性限制，我们也考虑以实际绝对额、名义同比增速和实际同比增速的形式存在的变量。

第三，数据集中所有数据都没有进行季节调整，因为模型的滤子将以谱密度分析为基础，统一地通过除去所有变量中某些高频部分对所有变量进行季节调整。

表 1：对春节效应的处理⁸

数据	调整
累计增速，没有 1 月数据	假设 1 月当月=2 月当月=2 月累计
累计绝对额，没有 1 月数据	平均：1 月当月=2 月当月=2 月累计/2
当月增速，不受春节效应影响	不调整
当月绝对额，不受春节效应影响	不调整
当月增速，受春节效应影响	平均：调整后 1 月=调整后 2 月=(原 1 月+原 2 月)/2

⁷ Borio and Filardo (2007) 证明加入全球经济余量的代理变量能显著提高传统通胀方程的解释力，说明全球产出缺口对国内通胀变化有重要意义。我们这里加入美国、欧盟、日本、韩国和台湾的价格、经济增长、劳动力市场和利率数据。

⁸ 我们简单地取一月和二月的平均值来处理春节效应。Shu and Tsang (2005) 比较了对春节效应预处理的两种方法：一是取一月和二月的平均值，二是使用春节虚拟变量，发现考虑春节效应能改善季节调整的效果，但两种处理春节效应的方法没有明显差异。

当月绝对额，受春节效应影响	平均：调整后 1 月=调整后 2 月=(原 1 月+原 2 月)/2
---------------	------------------------------------

第四，我们对受到春节效应影响的序列进行了调整，因为春节效应是因为春节在一月和二月不规则地移动，不符合规律的季节性模式。

第五，为了得到一个无偏的信号，数据集中所有数据都检验了平稳性并做了相应处理。具体处理方式如下：

$X'_t = X_t$ ，如果 X_t 是 $I(0)$ ；

$X'_t = X_t - X_{t-1}$ ，如果 X_t 是 $I(1)$ ；

$X'_t = \log X_t - \log X_{t-1}$ ，如果 X_t 是 $I(2)$ ；

其中原始序列记作 X ，信号中使用的序列记作 X' 。

虽然中国统计工作近年来取得了巨大的进步，但统计数据的质量还是存在一些众所周知的挑战（Holz, 2004; Brandt and Rawski, 2008）。数据可靠性和不断出现的断点是两个常见的问题。对于我们的研究目的来说，劳动力市场统计数据是问题最大的（Ma, McCauley and Lam, 2013），因为根据菲利普斯曲线，劳动力市场状况对通货膨胀有较大影响。中国劳动力市场数据目前覆盖面有限，质量还不理想。城镇登记失业率这样的劳动力市变量，跟实际的劳动力市场条件关系并不十分密切。然而，我们还是把这些劳动力市场数据放进数据集中。虽然目前它们可能对捕捉通胀趋势的变化帮助不大，但未来随着数据质量的提高，它们与通胀的相关性可能也会增强。我们也加入了住户收入调查数据来补充工资数据，减弱它们的质量风险。

（二）样本长度

另一个重要的问题是确定数据集的起始点。我们的方法要求所有的数据起始点相同，但数据长度可以不同。处理样本末端不平衡使用Forni et al. (2005) 和 Cristadoro et al (2005) 的方法⁹：

假设有些序列结束于 T 期，其他则结束于 $T+1, \dots, T+w$ 期。把变量 $x_{i,t}$ 重新排序为：

$$x_{i,t}^* = (x_{i,t}^1, x_{i,t}^2, \dots, x_{i,t}^w)$$

其中错误！未找到引用源。 $x_{i,t}^J (J=1, \dots, w)$ 把变量根据最后一个观测值的时点 $T+J-1$ 分组。同样的，协方差矩阵也分块如下：

$$\hat{\Gamma}^*(k) = \begin{pmatrix} \hat{\Gamma}^{11}(k) & \hat{\Gamma}^{12}(k) & \hat{\Gamma}^{1w}(k) \\ \hat{\Gamma}^{21}(k) & \hat{\Gamma}^{22}(k) & \hat{\Gamma}^{2w}(k) \\ \hat{\Gamma}^{w1}(k) & \hat{\Gamma}^{w2}(k) & \hat{\Gamma}^{ww}(k) \end{pmatrix}$$

对共有部分的协方差矩阵 $\hat{\Gamma}_x^*(k)$ 和特异部分的协方差矩阵 $\hat{\Gamma}_\xi^*(k)$ 也按照这个方法分组。对每个变量得到最新的观测之后，用这样方法变换变量的位置，再计算重新排列的向量 $\hat{\Gamma}^*(k)$ 的广义主成分，得到预测值，然后恢复之前的排列。

由于要求所有的数据起始点相同，选择数据集时需要同时权衡样本大小和样

⁹ 更详细的过程描述见 Cristadoro et al. (2005)。

本长度。一方面，数据集应该尽可能大，能覆盖上面讨论过的所有主要种类的数据。另一方面，为了得到稳定的通货膨胀信号，数据集又要足够长，要包含数个通货膨胀周期。主要因为以下两个原因，我们选择了从 2001 年 1 月开始我们的数据集。

首先，许多序列在 2001 年之后有更详细的分项数据。另外，在 20 世纪末，大多数中国的消费价格已经完成自由化，所以在 2000 年以后观察到的价格能更好地反映基础通胀压力。

其次，2000 年至 2001 年，中国的通货膨胀动态似乎发生了明显的机制变化（见图 2 左图）。在 2000 年以前，中国的通货膨胀率要高得多，而且波动很大，在超过 20% 的高峰和明显通货紧缩的低谷间波动。1987 年至 2000 年，CPI 月度同比的均值和标准差分别达到 8.8% 和 8.7%。而在 2001 年至 2013 年 12 月，它们分别下降至 2.5% 和 2.3%。在后一个时期，即 2001 年 1 月至 2013 年 12 月，中国经济经历了至少三个“表现良好”的通货膨胀周期。显然，在 2000 年之后的三个周期中，通货膨胀要比上世纪八十年代和九十年代的两个周期低得多，波动性也小得多。另外，2000 年之后中国的通货膨胀动态更多地与国内和外部的周期性冲击相关，与管制价格的自由化及投资和工资设定预算软约束行为的相关性减弱（Kojima et al, 2005）。

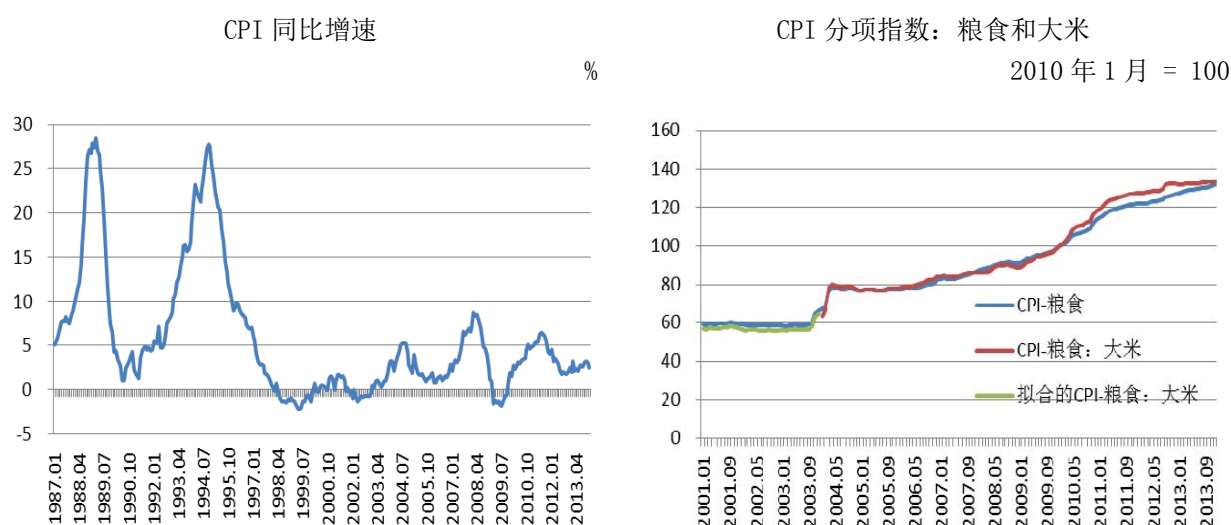


图 2：中国消费价格指数

来源：CEIC 和作者估算。

有很多因素可以解释 2000 年之后通货膨胀机制变化的原因，包括计划经济向市场经济转变，价格管制的放松，供给增加，宏观经济管理能力提高，逐渐变化的汇率机制和外部冲击等（Girardin et al 2014）。20 世纪末，价格自由化基本完成，此后 CPI 主要反映市场供给和需求的变化（Kojima et al, 2005; Zhang & Clovis, 2010）。最值得注意的是，中国 2001 年加入 WTO 看来是其经济的一个重要拐点。一是为了准备迎接更多的外国竞争，国内经济进行了广泛的结构改革，二是中国经济越来越融入全球市场。为了准备加入 WTO，贸易自由化和公司治理结构改革增强了中国经济面对冲击的弹性，减弱了通胀压力和波动性。外国投资、

技术转移和更多的竞争提高了潜在增长率。另一方面，这些有利的生产率冲击可能产生了很大的收入红利，造成中国巨大的经常项目盈余和严格管制的利率机制下的日益增长的国内流动性。最后，中国对能源和其他资源的更多需求也影响了国际商品价格。对于我们的研究目的来说，中国通胀周期这个明显的结构改变也支持我们选择样本起始点为 2001 年 1 月，这样我们可以提取一个反映最近的中国通货膨胀模式的通胀信号。

样本中仍有三分之一的数据序列的起始点在 2001 年以后。为了处理数据开端缺失观测值的问题，我们使用一个名为“搭桥”的简单回归方法。

假设图 3 中的样本范围是 t 期到 T 期，短数据序列 Y 从 t' 期到 T 期，我们要补齐 t 期至 t' 期的 Y 的缺失值。首先，我们选择另一个长度覆盖整个样本期的序列 X 作为 Y 的解释变量，在 t' 期至 T 期估计一个简单的线性回归方程 $Y = \alpha + \beta * X$ 。然后，使用估计出来的参数 α 和 β 的值计算 t 期至 t' 期的 Y 的拟合值。最后把得到 t 期至 t' 期拟合值和 t' 期至 T 期的实际值放在一起，就得到完整的 t 期到 T 期的序列 Y 。

在这个方法中，长序列 X 就像一座桥一样，因此要仔细选择与 Y 高度相关的 X 。在大多数情况下，我们选择一个范围更广的全样本变量作为其较短的子项的搭桥变量。例如我们使用长的“CPI：粮食”序列作为较短的“CPI：粮食：大米”序列的搭桥变量。图 2 右图展示了搭桥回归的结果：橙色的线是拟合值，替代缺失值。

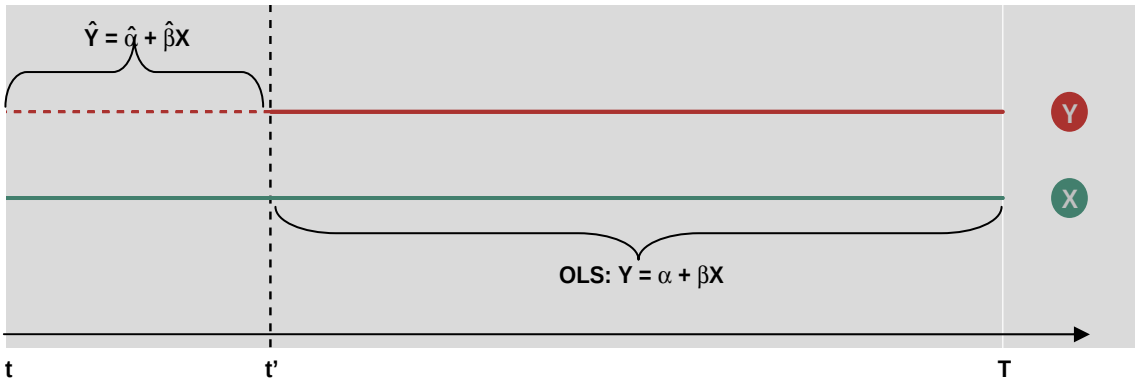


图 3：搭桥图示

在最终数据集中，所有序列中的 37.2%都是用这种搭桥方法补齐的。虽然短序列占比不敌，但大多数（约 60%）都只缺失 2 到 3 年。

表 2：短序列的构成

起始年份	总数	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
个数	176	11	18	80	40	9	5	13
比率 (%)	100.0	6.3	10.2	45.5	22.7	5.1	2.8	7.4

注：对价格数据来说，我们可以通过月环比数据和月同比数据推断定基指数。如果月同比数据从 t 年开始，我们可以计算 $t-1$ 年的相应的定基指数。因此短 CPI 数据从 2004 年开始。

来源：作者计算

由于所有搭桥方程中的长序列已经包括在数据集中，在补齐短数据时，并没有加入任何额外的信息。为了证明补齐的短数据并不会扭曲最终的信号，我们比较了分别从整个数据集和剔除了 176 个补齐序列的数据集提取的信号，发现两者非常相似。那我们为什么要在数据集里包含这些短数据呢？这里主要的考虑是：这些短数据中的某一些可能在未来变得更加重要，能为通胀信号提供信息，而随着时间的流逝，最初几年的拟合值的影响会逐渐减弱。

四、模型参数的确定

这一节讨论使用第三节中的数据建立第二节中的模型需要选定的参数。主要需要确定两个参数：一是每个输入变量要除去的频率带的宽度 (b)，二是要估计的共有因素的个数 (q)。

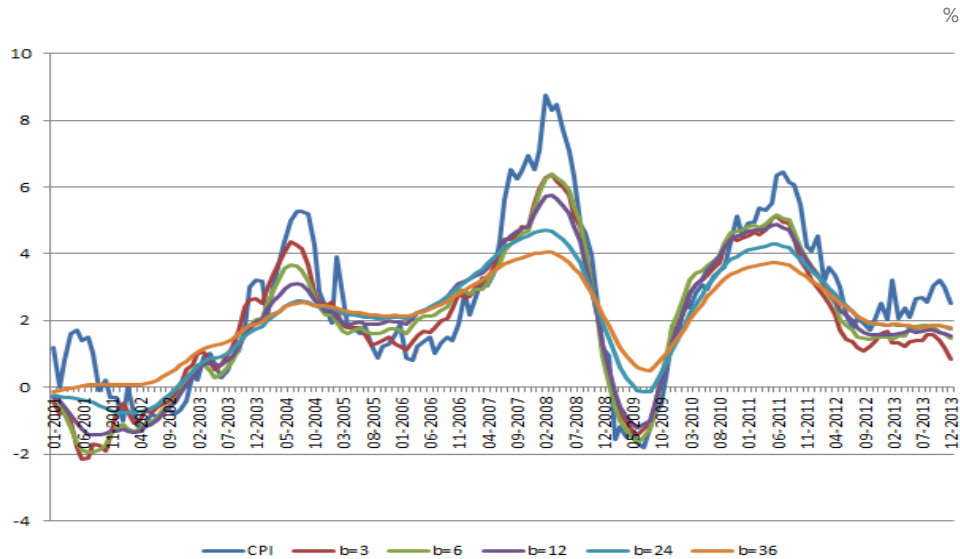


图 4：不同频率被去除的 CUIG

（一）对平滑程度的选择

我们把短于 12 个月的频率定义为噪声。我们选择剔除短于 12 个月的周期，主要基于三个考虑。

首先，这个选择背后的原理是货币政策通常不能影响一年内的通货膨胀，因为货币政策存在时滞。债券投资者也应考虑与中央银行类似的时间区间，因为央行会根据自己选择的信号行动，进而对市场产生影响。其次，在美国和瑞士的案例中，纽约联储和瑞士央行的模型分别决定忽略短于 1 年的周期。第三，我们在表 3 和图 4 左图展示了 CUIG 对于不同带宽的敏感性。如果去掉 12 个月以下的频率，得到的 CUIG 保留了多于 80% 的 CPI 波动性。如果短于 2 年或 3 年的频率被去掉，相应的 CUIG 波动性就分别跌至 65% 和 49%。这样波动性就下降过多，可能失去很多信息。

表 3：CPI 和 CUIG 的标准差 (S. D.)

	CPI	b=3	b=6	b=12	b=24	b=36
S. D.	2.34	2.05	2.09	1.95	1.55	1.17
比率 (%)		87%	89%	83%	66%	50%

注：其中短于 3、6、12、24 和 36 个月的频率被去除。S. D. 是标准差。这里 3 或 12 个月指高于 3 个或 12 个月的频率。

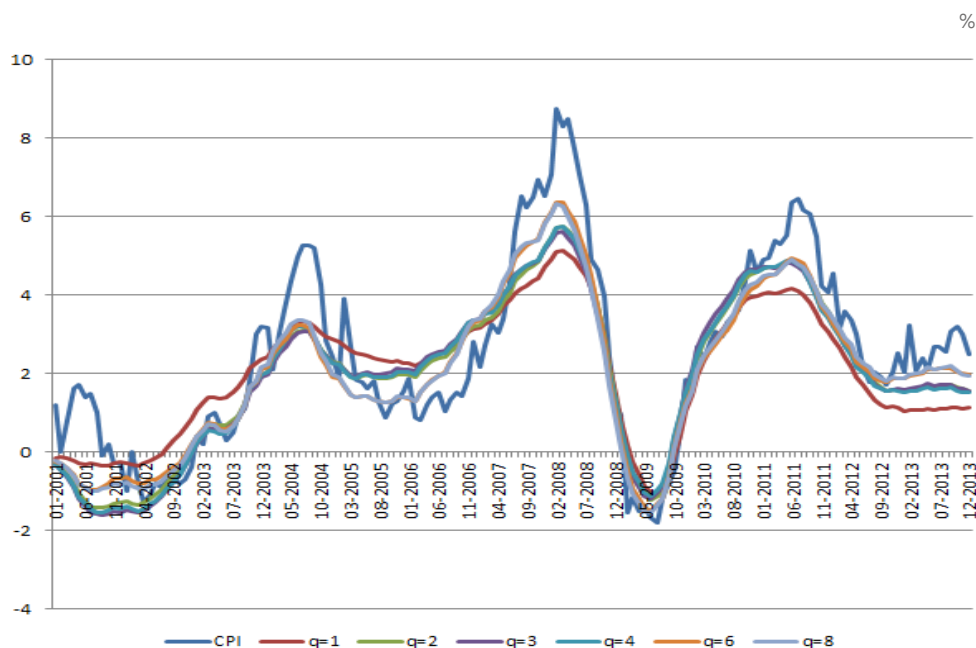


图 5：不同因子个数的 CUIG

（二）因子数量的选择

因子模型的主要特征是：它能把许多输入变量的信息总结为有限几个正交的因子。通常根据因子对输入变量的联合变化性的解释份额排序，将其记为第一个、第二个、第 n 个因子。因子数量应该足够高到能反映基础输入变量的特征，又要足够低到确保模型的节俭性。不管使用哪种统计标准，对因子数量的选择和随之确定的因子反映的输入变量变化性的份额总是外生的。因此许多因子模型应用研究都根据经济意义选择因子数量。对于宏观经济应用研究，学者们的共识是两个因子就应该能反映输入变量的特征。在构建基础通胀指标时，常常直接认为这两个因子分别反映实际的和名义的驱动因素。¹⁰

表 4：通货膨胀和 CUIG 的标准差 (S. D.)

	CPI	q=1	q=2	q=4	q=6	q=8
S. D.	2.34	1.59	1.95	1.98	1.95	1.98
比率 (%)		68%	83%	84%	83%	84%

¹⁰ 不同的论文发现美国宏观经济变量的大部分方差可以由两个因子解释。Sargent and Sims (1977) 使用频域因子分析法检查了 1950–1970 年相对较小的变量集，Giannone, Reichlin and Sala (2005) 则用 1970 至 2003 年的几百个变量证明了这个结果。Watson (2004) 指出两因子模型在战后对美国数据提供了很好的拟合，而且这个发现十分稳健。因此，在大多数大数据因子模型应用中，因子个数都设定为 2 个。

注：因子数量从1到8。S. D. 是标准差。

在这篇文章里我们也使用两因子方法，主要有三个原因。首先，在我们这个应用中，我们并不直接使用因子作为信号，而是用因子作为解释变量对CPI进行回归，将得到的估计值定义为CUIG。其次，在美国（Amstad, Potter and Rich, 2014）和瑞士（Amstad and Fischer, 2009b）的案例中，已经证明两个因子是合适的。第三，敏感性分析显示两个以上的因子影响很有限。图4右图和表4给出了选择因子个数为1、2、4、6和8时的CUIG结果。这些CUIG的拐点区别很小，但因子数定为1的CUIG明显不同，它的标准差仅是目标变量CPI的66%。在选定因子个数为2及以上时，这个比率提高并停留在80%左右。

五、统计特征和预测表现¹¹

在这一节，我们对比传统核心通胀指标，对CUIG进行评估，首先比较它们的统计特征，然后进行经典预测检验。

图5展示了CUIG和中国的两个传统核心通胀指标：剔除食品的CPI(CPI_nf)和剔除食品及能源的CPI(CPI_nfe)，两者都由中国国家统计局公布。CPI_nf从2005年1月开始，CPI_nfe从2006年1月开始。为了比较预测能力，所有的序列都要2001年开始。我们先假设CPI中的食品权重在2001年至2004年都与2005年相等，通过推算补齐CPI_nf，然后以补齐的CPI_nf作为解释变量，使用“搭桥”方法补齐CPI_nfe。

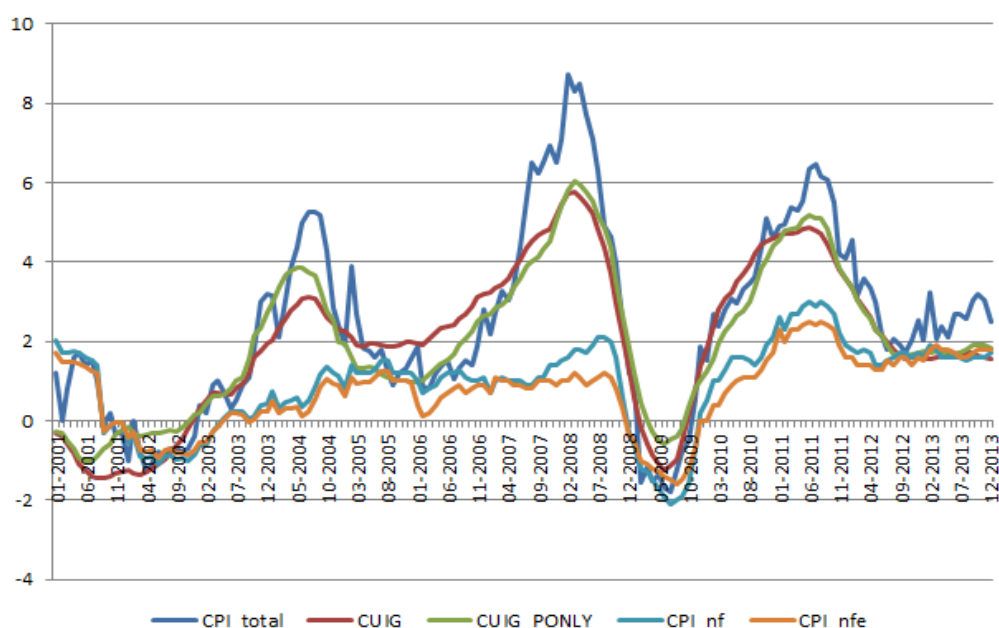


图6：CPI、CUIG 和传统核心通货膨胀度量

图5显示两个传统核心通胀指标的波动性大幅减小。CPI的波动范围在-2%到+8%，而CPI剔除食品(CPI_nf)和CPI剔除食品和能源(CPI_nfe)都只在-2%到+2%。在CPI的三次高峰中，有两次传统通胀指标都没有提前警告债券投资者

¹¹ 本文中为了评估CUIG的统计特征进行的统计检验和对它们的描述与Amstad, Rich and Potter (2014) 和Amstad and Potter (2009)的美国案例完全一致。

和政策决策者会有一个上升的通胀趋势。

为了参考，我们也在预测检验中加入了一个中国人民银行工作人员内部使用的核心通胀指标（UCPI）¹²，它剔除了部分（波动性更大的）而不是全部的食品价格以及一些政府定价产品的价格。这个核心通胀指标的目的在于去除新鲜食品价格的巨大波动性和政府定价的调整。UCPI 从 2005 年 1 月开始，我们使用剔除食品的价格作为解释变量通过“搭桥”补齐至 2001 年。

（一）统计特征

在这一节中，我们对比传统核心通胀指标，使用三个统计标准“平滑性”、“与 CPI 的相关性”和“额外信息”评估 CUIG 的作用。

平滑性是一个好的通货膨胀指标的重要特征，因为它减弱了决策者对短期波动的依赖。显然，常数序列减小波动性最为成功，但不能把常数看做一个有用的通胀指标，因为它和通胀完全无关。因此，我们也考虑使用与 CPI 的相关性作为另一个评判通胀指标的统计标准。一个通胀指标与 CPI 的相关性越高，同时越平滑越好。第三个标准是这个通胀指标是否能提供比公开的传统核心通胀指标更多的信息。为了确保检验的稳健性，我们使用了两种 CUIG：以全部数据集为基础的基准 CUIG 和以价格数据子集为基础的 CUIG(CUIG_ponly)。CUIG 和 CUIG_ponly 使用同样的构建方法和参数设定。

1、平滑性

根据标准差矩阵，CUIG 和 CUIG_ponly 的波动性都比 CPI 低约 20%，但都比传统核心通胀指标高（表 5）。这反映了一个在建立中国核心通胀指标时常常谈到的困境（ADB (2008), and Cheung et al (2008)）：从 CPI 中剔除食品价格减小了波动性，同时损失了宝贵的信息（见图 5 和评论）。虽然官方 CPI 中食品和能源价格的权重还未公布，但可以肯定的是这个权重比美国高得多（ADB, 2008）。另外，如果从 CPI 中剔除食品和能源，CPI 的波动性减小太多，同时也损失了可能对预测 CPI 非常有用的信息。CPI_nf 把 CPI 的波动性减小了一半，CPI_nfe 甚至减小了三分之二。

表 5：标准差

	CPI	CUIG	CUIG_ponly	UCPI	CPI_nf	CPI_nfe
S. D.	2.34	1.95	1.81	1.47	1.12	0.95
比率 (%)	100%	83%	77%	63%	48%	40%

注：S. D. 是标准差。CPI_nf=剔除食品的价格；CPI_nfe=剔除食品及能源的价格；CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

2、与 CPI 的相关性

如表 5 所示，CUIG 和 CUIG_ponly 都能紧密追踪 CPI，相关系数均约 0.9-0.91。然而，传统核心通胀指标如 CPI_nf 和 CPI_nfe 与 CPI 的相关系数就小得多(0.75

¹² UCPI 未公开，因此未在图 5 中显示，但我们的比较和相应结果里有 UCPI。

和 0.71)。UCPI 与 CPI 的相关性最高，达到 0.95。¹³

3、额外信息

我们使用两种统计方法评估一个通胀指标是否在统计上与另一个指标相似或不同：一是简单的不同核心指标间的相关系数，二是主成分分析。

如果两个通胀指标相关系数低，则它们是非常不同的通胀信号。如表 6 所示，CUIG 和 CUIG_ponly 与传统核心度量（剔除食品的 CPI 和剔除食品及能源的 CPI）相关性最低（0.69-0.75）。同时，中国人民银行监测的 UCPI 与传统核心通胀指标和我们的 CUIG、CUIG_ponly 的相关系数均为 0.8 左右。

表 6：相关系数

	CPI	CUIG	CUIG_ponly	UCPI	CPI_nf	CPI_nfe
CPI	1.00					
CUIG	0.90	1.00				
CUIG_ponly	0.93	0.96	1.00			
UCPI	0.94	0.84	0.88	1.00		
CPI_nf	0.73	0.69	0.64	0.85	1.00	
CPI_nfe	0.66	0.61	0.56	0.80	0.97	1.00

注：CPI_nf=剔除食品的 CPI；CPI_nfe=剔除食品及能源的 CPI；CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

表 7：主成分分析

	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5	PC 6
CPI	0.42	-0.26	-0.45	-0.68	0.25	0.16
CUIG	0.41	-0.35	0.64	-0.20	-0.17	-0.47
CUIG_only	0.41	-0.43	0.13	0.54	0.23	0.54
UCPI	0.43	0.01	-0.57	0.41	-0.34	-0.46
CPI_nf	0.40	0.51	0.17	-0.15	-0.57	0.46
CPI_nfe	0.37	0.61	0.14	0.10	0.65	-0.20
方差比率	0.83	0.13	0.02	0.01	0.00	0.00
累积比率	0.83	0.96	0.99	0.99	1.00	1.00

注：CPI_nf=剔除食品的 CPI；CPI_nfe=剔除食品及能源的 CPI；CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

很明显 CUIG 和 CUIG_ponly 提供了与传统核心通胀指标不同的信号，与剔除食品的 CPI 和剔除食品及能源的 CPI 区别更大。这个结论可以由 CPI 和所有考察的通胀指标的一个简单的主成分分析（PCA）进一步证明。如表 7 所示，所有通胀指标 95%的变动都能由两个因子解释。CUIG、CUIG_ponly 和 UCPI 都和 CPI 分在一组，在第一个主成分中，而传统核心通胀度量（CPI_nf 和 CPI_nfe）则分在单独的第二个主成分中，其中 CPI 的权重甚至是负的。

¹³ UCPI 与 CPI 的相关系数和 CUIG 与 CPI 的相关系数显著不同（P=0.3%）。同时，CUIG 和 CUIG_ponly 与 CPI 的相关系数没有显著不同（P=65%）。类似的，CPI_nf 和 CPI_nfe 与 CPI 的相关系数没有显著不同（P=48%）。

（二）预测表现

为了辨别出最好的基础通胀度量，我们使用一个被广泛接受设定背景（Rich and Steindel, 2007）下的经典预测检验。

预测检验要在现实的背景下进行。因此，进行检验首先要选择预测合适的样本期。样本期太长可能有问题，因为可能包括不同的通货膨胀机制，而太短的样本期可能在统计上不显著，或者代表性不足。此外，在通货膨胀得到控制、表现非常平稳的时期（例如全球金融危机之前的工业国家），变化最小的信号（例如一个常数）可能比从前期波动较大的通货膨胀中提取的信号表现更好。而在全球金融危机期间，波动更大的指标可能表现更好。因此，选择一个通胀表现出显著波动性的时期进行检验是很重要的，而且要尝试不同的子样本区间。2001 年之后的中国通货膨胀在 2008 年之前比较平稳，而在 2008 年之后波动较大。然而，由于我们的样本仅从 2001 年开始，而且估计期不能短于预测期，因此我们使用以下两个预测样本期：包含危机年份的 2008-2013 年，以及包含一个完整的上升下降通胀周期的 2006-2013 年。这些样本都足够长，可以对 CUIG 进行有意义的统计检验。

最后，预测检验通常是以“伪”实时的方式进行的，即仅使用单个确定年份的数据集进行估计。在实践中，实际使用的数据随后可能进行修订。在本文中，我们使用结束于 2013 年 12 月 31 日的数据。

首先我们考察形如估计方程（1）的预测结果：

$$(1) \hat{\pi}_{t+h} = \pi_t + \hat{\alpha}_h + \hat{\beta}_h (\pi_t - \pi_{mt})$$

其中 π_t 是 t 期的通货膨胀率， π_{mt} 代表要考察的核心通胀指标， $\hat{\alpha}_{h,t}, \hat{\beta}_{h,t}$ 是使用至 t 期的数据估计的回归系数。

估计从 2001 年开始。我们将 CUIG 的预测表现与剔除食品的 CPI（CPI_nf）和剔除食品及能源的 CPI（CPI_nfe）比较。为了检验稳健性，在 CUIG 之外，我们也在预测检验中包括了 CUIG_ponly。和预测表现评估的通常做法一致，我们也包括 CPI 本身的 12 个月滞后（CPI12）作为随机游走基准。

表 8 和表 9 表明 CUIG 和 CUIG_ponly 预测 CPI 的表现在完整周期和危机样本中都明显优于传统核心通胀指标。这一点可以很明显地从 CUIG 在两个样本中都是最低的 RMSE 看出来。为了进一步分析 CUIG 的预测表现，我们应用了 Diebold-Mariano (1995) 检验程序，得到了五个很有意义的观察结果。

表 8：全时期的预测表现——估计期是 2001 - 2005，预测期是 2006 - 2013

	RMSE ¹	DM stat ²	DM p-value ³
CUIG	2.63	na	na
CUIG_ponly	3.03	2.40	0.01
CPI_nf	3.43	2.70	0.00
CPI_nfe	3.29	1.88	0.03
UCPI	3.74	3.17	0.00

CPI_LAG12	4.11	3.41	0.00
-----------	------	------	------

¹均方根误差 (Root Mean Square Errors, RMSE)。

²Diebold Mariano (DM) 统计量。

³Diebold Mariano 似然性 (DM p 值)。

注: CPI_nf=剔除食品的 CPI; CPI_nfe=剔除食品及能源的 CPI; CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

首先, CUIG 的 RMSE 显著低于传统核心通胀指标 (剔除食品的 CPI 和剔除食品及能源的 CPI), 也低于 CUIG_ponly。CUIG 在 2006-2013 年完整周期和 2008-2013 的危机样本中都显著好于 CPI_nf。只有在 2008-2013 年的危机年份中, 相对于 CPI_nfe, CUIG 和 CUIG_ponly 优越性的显著性水平是 12%, 不那么明显。然而, 在 2006-2013 年的完整周期中, CPI_nfe 在 3% 的显著性水平上比 CUIG 和 CUIG_ponly 表现得更差。

表 9: 全时期的预测表现——估计期是 2001 - 2007, 预测期 2008 - 2013

	RMSE ¹	DM stat ²	DM p-value ³
CUIG	2.83	na	na
CUIG_ponly	3.15	1.76	0.04
CPI_nf	3.33	2.91	0.00
CPI_nfe	3.10	1.18	0.12
UCPI	3.59	3.09	0.00
CPI_LAG12	4.28	2.59	0.00

¹均方根误差 (Root Mean Square Errors, RMSE)。

²Diebold Mariano (DM) 统计量。

³Diebold Mariano 似然性 (DM p 值)。

注: CPI_nf=剔除食品的 CPI; CPI_nfe=剔除食品及能源的 CPI; CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

第二, 结果表明 CUIG 和 CUIG_ponly 的预测误差确实有显著差异)。这个结果与美国案例 (Amstad, Rich and Potter, 2014) 中使用类似方法建立通胀指标并进行相同检验得到的结果相同。然而, 在中国的案例中, 显著性水平略低。作为敏感性测试, 我们对一个较短的样本期做了同样的评估, 发现如果把样本末端取 2012 年 6 月, CUIG 和 CUIG_ponly 的预测误差就没有显著差异了 (见表 10)。这个结果跟 Holz and Mehrotra (2013) 的发现是一致的, 他们发现中国劳动力成本的增长没有完全传导至最终价格, 在可贸易品部门和整个经济体中都是如此。我们把这个解释为中国 CPI 中某些价格变量, 尤其是食品价格具有决定性影响的另一个证据。在中国 CPI 篮子中, 虽然食品的权重没有公开, 但估计达到 30% (ADB, 2008), 而在美国食品只占 16%。以后食品变量的重要性可能下降, CUIG 可能会表现得比 CUIG_ponly 更好。

第三, 所有基础通胀指标都比 CPI 本身的 12 阶滞后表现好。并不让人意外

的是，在通货膨胀波动特别大时，随机游走预测在完整循环和危机样本中都是所有指标中预测误差最大的。

第四，传统核心通胀度量 CPI_nf 和 CPI_nfe 在所有样本中的预测表现都相当类似。这个结论和 Rich and Steindel (2007)¹⁴对美国的研究结论一致，证明不同的传统核心通胀指标在预测表现上区别不大。

第五，常见的传统核心通胀指标（剔除食品的 CPI 和剔除食品及能源的 CPI）与其他指标相比的相对预测表现，在危机期间好于危机之前。这个结果也和 Amstad, Rich and Potter (2014) 对美国的研究一致。

表 10：不同样本长度的比较

			RMSE ¹	DM stat ²	DM p-value ³
估计期是 2001-2005	预测至 2012.06	CUIG	2.91	na	na
		CUIG_ponly	2.93	0.08	0.47
	预测至 2013.12	CUIG	2.63	na	na
		CUIG_ponly	3.03	2.40	0.01
估计期是 2001-2007	预测至 2012.06	CUIG	3.31	na	na
		CUIG_ponly	3.20	-0.23	0.59
	预测至 2013.12	CUIG	2.83	na	na
		CUIG_ponly	3.15	1.76	0.04

¹ 均方根误差 (Root Mean Square Errors, RMSE)。

² Diebold Mariano (DM) 统计量。

³ Diebold Mariano 似然性 (DM p 值)。

注：CPI_nf=剔除食品的 CPI；CPI_nfe=剔除食品及能源的 CPI；CUIG_ponly=仅使用价格数据的 CUIG。

(三) 意义

总的来说，5.1 和 5.2 节的结果说明政策决策者和市场参与者使用不同的核心通胀指标互为补充是很有意义的。传统核心通胀指标容易计算和解释，而 CUIG 在预测中显然表现得更好。UCPI 看起来是两者的混合，它在预测表现上与 CPI_nf、CPI_nfe 这两个传统核心通胀指标并没有统计上的不同，但在统计分析中它被分到和 CUIG 一组，反映出某些相似性（例如，说明不剔除食品价格的重要性）。把 CUIG 和其他所有核心通胀指标区分开来的特征是：CUIG 包含更多数据，而其他方法剔除数据。

一方面，剔除法指标具有容易计算和容易向公众沟通的优点。另一方面，在某些特定价格分项（比如食品）变得不再重要的同时，劳动力市场和金融市场变

¹⁴ Rich and Steindel (2007) 使用的检验方法和我们以及 Amstad, Rich and Potter (2014) 一样。

得更加重要，¹⁵这样在预测通胀时加入额外数据可能随时间变得越来越重要。总之，政策决策者和市场参与者可以使用我们讨论过的所有的核心通胀指标，包括这个新建立的 CUIG，共同判断通胀趋势。

六、结论

本研究首次建立了一个中国基础通胀指标（CUIG），并讨论了该指标的模型计算和参数设定。我们的模型和参数设定类似纽约联储基础通货膨胀指标和瑞士央行动态因子通货膨胀指标。我们简述了数据方面的挑战，并对比其他传统核心通胀指标（剔除食品的 CPI 和剔除食品及能源的 CPI）比较了 CUIG 的统计特征和预测表现。CUIG 能区分趋势和噪声，以大数据集为基础，而且可以每日计算。这些特性使得 CUIG 与其他核心通胀指标有明显区别。我们认为，它可以被货币政策决策者和市场参与者用作通胀度量的新的参考。

CUIG 比 CPI 波动小，但不像中国传统核心通胀指标那样丢失过多波动性。CUIG 紧密追踪 CPI 的走势，同时能提供传统核心通胀指标不具备的额外信息。最后，我们通过一个统计预测检验证明 CUIG 在不同的样本区间对 CPI 的预测表现都优于传统核心通胀指标。

¹⁵ 见例如 Zhang (2012)，他论证当前通货膨胀表现出需求拉动特征，但很快成本推动因素会起到更重要的作用。

参考文献

- [1] Altissimo, F., A. Bassanetti, R. Cristadoro, M. Forni, M. Hallin, M. Lippi, L. Reichlin, and G. Veronese, 2001, “EuroCOIN: A Real Time Coincident Indicator for the Euro Area Business Cycle”, CEPR discussion paper No. 3108.
- [2] Altissimo, F., B. Mojon, and P. Zaffaroni, 2009, “Can aggregation explain the persistence of inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 56, no. 2, pp. 231-241.
- [3] Amstad M., S. Potter and R. Rich, 2014, “The FRBNY staff Underlying Inflation Gauge (UIG)”, FRBNY Staff Report, No. 671 and BIS Working Paper, No. 453.
- [4] Amstad M., Ye Huan and Guonan Ma, 2014, “Developing an Underlying Inflation Gauge for China”, BIS working paper, No. 465.
- [5] Amstad, M. and A. Fischer, 2010, “Monthly Pass-Through Ratios”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34(7), pp. 1202-1213, July.
- [6] Amstad, M. and S. Potter, 2009, “Real-time Underlying inflation gauge for Monetary Policy Makers”, FRBNY Staff Report, No. 420.
- [7] Amstad M. and A. Fischer, 2009a, “Are Weekly Inflation Forecasts Informative?”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2009, Vol.71, Issue 2(04).
- [8] Amstad M. and A. Fischer, 2009b, “Do macroeconomic announcements move inflation forecasts?”, *Federal Reserve of St. Louis Review*, 2009, II 91(5 Part 2), 507-518.
- [9] Asia Development Bank, 2008, “Dealing with inflation”, in *Asia Economic Monitor*, pp 48-66, July.
- [10] Brandt, L and T. Rawski, 2008, “China’s Great Economic Transformation”, Cambridge University Press.
- [11] Borio, Claudio and Andrew Filardo, 2007, “Globalisation and inflation: New cross country evidence on the global determinants of domestic inflation”, BIS Working Paper, no 227.
- [12] Burdekin, Richard C.K. and Xiaojin Hu, 1999, “China’s Experience with Indexed Government Bonds, 1988-1996: How Credible Was the People’s Republic’s Anti- Inflationary Policy?”, *Review of Development Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 66-85.
- [13] Cai, Fang and Yang Du, 2011, “Has China Passed the Lewis Turning Point? – Has China Passed the Lewis Turning Point?”, *China Economic Review*, Vol. 22, Issue 4, pp. 601-610.
- [14] Cheung, L., J. Szeto, C. Tam and S. Chan, 2008, “Rising food prices in Asia and implications for monetary policy”, *Hong Kong Monetary Authority Quarterly Bulletin*, September, pp 1-10.
- [15] Cogley, Timothy E., 2002, “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34. No. 1, February, pp. 94-113.
- [16] Cristadoro, R., M. Forni, L. Reichlin, and G. Veronese, 2005, “A Core Inflation Index for the Euro Area”, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.37, no.3, pp. 539-560.
- [17] Funke, Michael, Aaron Mehrotra and Hao Yu, 2014, “Tracking Chinese CPI inflation in real

- time”, *Empirical Economics*, vol.47, July.
- [18] Forni, M., M. Hallin, M. Lippi and L. Reichlin, 2000, “*The generalized factor model: identification and estimation*”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, pp. 540-554.
 - [19] Forni, M., M. Hallin, M. Lippi and L. Reichlin, 2005, “*The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting*”, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 100, pp. 830-840, September.
 - [20] Giannone, D., L. Reichlin, and L. Sala, 2005, “*Monetary Policy in Real Time*”, NBER Chapters, in: *NBER Macroeconomics Annual 2004*, Volume 19, pp. 161-224.
 - [21] Giannone, D. and T. D. Matheson, 2007, “*A New Core Inflation Indicator for New Zealand*”, *International Journal of Central Banking*, vol. 3(4), pp. 145-180, December.
 - [22] Girardin, E., S. Lunven and G. Ma, 2014, “*Inflation and China’s monetary policy reaction function: 2002–2013*”, *BIS Papers* 77, pp. 159-170.
 - [23] Hördahl, P., 2009, “*Disentangling the drivers of recent shifts in break-even inflation rates*”, *BIS Quarterly Review* March, pp. 10-11.
 - [24] Holz, Carsten and Aaron Mehrotra, 2013, “*Wage and price dynamics in a large emerging economy: The case of China*”, *BIS Working Papers* 409.
 - [25] Holz, Carsten, 2004, “*China’s statistical system in transition: challenges, data problems and institutional innovation*”, *Review of Income and Wealth*, Series 50, Number 3, September, pp. 381-409.
 - [26] Kojima, Ryota, Shinya Nakamura, and Shinsuke Ohyama, 2005, “*Inflation Dynamics in China*”, *Bank of Japan Working Paper Series*, No.05-E-9.
 - [27] Ma, G., R. McCauley, and L. Lam, 2013, “*The Roles of Saving, Investment and the Renminbi in Rebalancing the Chinese Economy*”, *Review of International Economics*, vol. 21(1), PP. 72-84, 02.
 - [28] Nagayasu, Jun, 2009, “*Regional Inflation in China*”, MPRA Paper 24722, University Library of Munich, Germany.
 - [29] Reis, Ricardo, Mark W. Watson, 2010, “*Relative Goods’ Prices, Pure Inflation, and the Phillips Correlation*”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 2(3), pp. 128-57, July.
 - [30] Rich, Robert and Charles Steindel, 2007, “*A Comparison of Core Inflation*”, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*.
 - [31] Sargent, T., C. Sims, 1977, “*Business cycle modeling without pretending to have too much a priori economic theory*”, *Working Papers* 55, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
 - [32] Shu and Tsang, 2005, “*Adjusting for the Chinese New Year: an operational approach*”, *HKMA Research Memo* 22/2005.
 - [33] Stock, J.H. and M.W. Watson, 1999, “*Forecasting Inflation*”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 44(2), pp. 293-335, October.
 - [34] Zhang, Chengsi and Joel Clovis, 2010, “*China’s inflation dynamics: persistence and policy*

- regimes*", Journal of Policy Modelling, No 32, pp. 373-399.
- [35] Zhang Xiaojing, 2012, "*China's Inflation: Demand-Pull or Cost-Push?*", Asian Economics Papers 11:3, pp. 92-106.