

上海新金融研究院工作论文系列

No. SFIWP0003

通胀惯性、通胀预期与我国通货膨胀的空间特征
——基于空间动态面板模型

胡军 郭峰

2012年2月1日

说明：上海新金融研究院是为支持上海国际金融中心建设而成立的非营利性金融类专业学术研究机构，由中国金融四十人论坛举办，并与上海市黄浦区人民政府展开战略合作。

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。

通胀惯性、通胀预期与我国通货膨胀的空间特征

——基于空间动态面板模型^①

胡军
上海财经大学经济学院

郭峰
上海新金融研究院

摘要: 本文将经济地理空间权重矩阵引入通胀惯性和通胀预期共存的新凯恩斯混合菲利普斯曲线框架，通过空间动态面板模型计量方法考察我国地区通胀在时间和空间上的特征。我们通过蒙特卡罗模拟发现，使用拟最大似然函数方法估计空间动态面板模型明显优于用于估计动态面板模型的向前正交离差广义矩方法。分析发现，消费者物价指数和零售商品物价指数空间传染性较强，GDP平减指数空间相关性较弱。新凯恩斯混合菲利普斯曲线较好地拟合了我国通胀的运行机理，其中，在影响当期通胀水平上，通胀惯性明显占优于通胀预期，治理通胀必须承受必要代价。

关键词: 通胀惯性、通胀预期、空间动态面板模型

Persistence, Expectation and Inflation Spatial Dynamics in China

- A Spatial Dynamic Panel Model Study

Jun Hu
School of Economics, SHUEF

Feng Guo
Shanghai Finance Institute

Abstract: Including the economic-geographical spatial weights matrix into the Hybrid New Keynesian Phillips Curve, we study the property of China regional inflation in space and time dimensions. The Monte Carlo investigation suggests that, in estimating spatial dynamic panel model, the QMLE method outshines the forward-orthogonal deviations GMM method for dynamic panel model. The empirical results indicate some conclusions. First, CPI and RPI show a strong spatial infectiousness, while the GDP deflator doesn't. Second, the HNKPC is consistent with the inflation dynamics in China, with the inflation persistence playing a dominant role: The coefficient of lagged inflation substantially exceeds the coefficient of expected future inflation.

Keyword: Inflation Persistence, Inflation Expectation, Spatial Dynamic Panel Model

JEL classification: C33, E31, R12

^①胡军，电子邮箱：carpediem_hujun@yahoo.cn，郭峰，电子邮箱：guofengsfi@163.com。胡军感谢上海财经大学研究生科研创新基金（CXJJ-2011-405）的资助，郭峰感谢上海新金融研究院的科研资助。作者感谢荷兰 Groningen 大学教授 J. Paul Elhorst 对本文 Matlab 编程方面的帮助，感谢上海财经大学艾春荣教授的建议。当然，作者文责自负。

一、引言

为应对外部不利冲击，刺激经济，在金融危机期间，我国实行宽松的财政政策和货币政策，最终导致 2010 年—2011 年较为严重的通货膨胀。本轮通货膨胀可以视为危机前通货膨胀的延续，我国通货膨胀在时间上表现出很强的惯性。决定通胀在时间上的持续性除通胀惯性外，还有通胀预期，管理通胀预期已经成为政策术语。通胀预期一旦形成，通胀往往就很难抑制。因此研究通胀惯性和通胀预期在决定通货膨胀中的作用就有现实意义。

通胀在时间上受通胀惯性和通胀预期影响外，在空间地域上也可能具有较强的相关性。根据套利原理，一个区域通胀的高企可能会传染至其周边区域，反之亦然。如果交易成本为零，那么各区域通胀应该完全趋同。现实中这种套利成本总是存在的，但是在目前电子通信，交通运输等越来越发达，地区之间商品流动管制越来越少的情况下，各地区间商品价格的联系越来越紧密。因此研究我国通胀空间特征亦有非常现实的意义。

菲利普斯曲线是研究通货膨胀运行机理的重要理论框架，特别是同时包含了通胀惯性和通胀预期的新凯恩斯混合菲利普斯曲线（Hybrid New Keynesian Phillips Curve, HNKPC），应用更为广泛（Galí 和 Gertler, 1999; Galí et al., 2001, 2005; Rudd 和 Whelan, 2005, 2007; Linde, 2005; Steffen 和 Wollmershäuser, 2006; Brissimis 和 Magginas, 2008; Basarac et al., 2011; Lawless 和 Whelan, 2011）。使用这一方法研究我国通货膨胀的文献主要有 Scheibe 和 Vines（2005）、Funke（2006）、Mehrotra et al.（2010）、曾利飞等（2006）、陈彦斌（2008）、耿强等（2009）、杨继生（2009）、杨小军（2011）等。

在 HNKPC 框架中，究竟是通胀惯性，还是通胀预期在决定通胀中起到主导作用，对此学术界存在极大争议。在对美国、欧洲等工业化经济体的实证研究中，有学者发现，相对于通胀惯性，通胀预期在解释通胀方面起主导作用（Galí 和 Gertler, 1999; Galí et al., 2001, 2005; Brissimis 和 Magginas, 2008）。但也有学者提出了相反的证据（Linde, 2005; Rudd 和 Whelan, 2005, 2007）。总之，对于不同的数据集、不同的估计方法、不同的国家，结论就可能不同（Steffen 和 Wollmershäuser, 2006）。而通胀惯性和通胀预期系数权重大小对分析货币政策的效应起着关键性的作用，通胀动态机制模型中通胀惯性和通胀预期的权重设定不同会带来完全不同的结果（Galí 和 Gertler, 1999; Rudd 和 Whelan, 2007; Fuhrer, 2010），因此判定通胀惯性和通胀预期的权重有着重大意义。

在中国 HNKPC 实证研究中，通胀惯性和通胀预期的相对权重也存在着有争议的结论。在 Funke（2006）对中国 1982 年—2002 年 RPI 年度数据进行的实证研究中，通胀惯性略微

占优于通胀预期。曾利飞等（2006）、耿强等（2009）各自构建了不同的开放经济条件下的 HNKPC 模型，在他们的模型中通胀预期均占优通胀惯性。Scheibe 和 Vines（2005）运用中国的季度数据得到的结果中，通胀惯性占优于通胀预期，而陈彦斌（2008）和杨小军（2011）运用中国的季度数据得到的结果中，通胀预期均占优于通胀惯性，且在陈彦斌（2008）的结果中，通胀惯性的系数为负。在杨继生（2009）对省级通胀面板数据分析中，对于 CPI，通胀惯性占优于通胀预期，但对于 RPI，则通胀预期占优于通胀惯性。Mehrotra et al.（2010）在对我国各省单独时间序列数据分析中，发现通胀惯性和通胀预期占优的省份数量相当，但通胀惯性的显著性更好：29 个省当中，仅一个省通胀惯性不显著，而有 7 个省通胀预期不显著。在混合数据估计中，通胀惯性占优于通胀预期。

在研究中国的 HNKPC 文献当中，大多基于时间序列数据（Scheibe 和 Vines, 2005; Funke, 2006; 曾利飞等, 2006; 陈彦斌, 2008; 耿强等, 2009; 杨小军, 2011），Mehrotra et al.（2010）虽然采用的是分省数据，但他们是针对各个省份分别进行研究，同样属于时间序列数据。由于中国实行市场经济的时间比较短，可使用的有效数据非常有限，在定量分析中，较短的样本区间大大限制了估计和检验统计量的自由度，降低了分析结论的可靠性，而面板数据可以克服样本数据较短的局限，考虑到中国有效时间序列数据更短这个具体特征，面板数据分析具有更强的适用性。

面板数据分析的优势还在于可以分析通胀的动态特征和空间特征。从时间维度来考察面板数据的相关性，即为动态面板模型；从空间维度来考察面板数据的相关性，即为空间静态面板模型。在传统的动态面板模型或空间静态面板模型中，都只是从单一维度考察面板数据时间上或空间上的相关性，而没有考虑既存在时间维度相关，又存在空间维度相关的情形。而在实际问题中，很多面板数据既存在时间上的相关性，又存在空间上的相关性。同时考虑面板数据在时间维度和空间维度上相关性的中国实证文献很少（杨继生，2009；李婧等，2010），这种同时从时间和空间维度考察面板数据相关性的模型，即为空间动态面板模型。

本文的基本研究思路就是在包含通胀惯性和理性预期的 HNKPC 模型基础上，通过引入空间计量的经济地理空间权重矩阵，使用空间动态面板模型深入分析我国通货膨胀的动态特征和空间特征。使用这一方法研究我国通胀的文献较少，杨继生（2009）虽然使用了这一方法，但是该文不恰当地使用向前正交离差 GMM 估计方法来对模型进行估计，估计结果会存在系统性偏差，本文将做详细讨论。

本文结构安排如下，第二部分介绍我们所使用的理论模型和计量模型；第三部分介绍空间动态面板模型的估计方法，并通过蒙特卡罗模拟来对本文将采用的拟最大似然函数方法和

杨继生（2009）采用的向前正交离差 GMM 方法进行优劣评估；第四部分是实证结果分析；最后一部分是简短的结论。

二、模型

（一）HNKPC 模型

HNKPC 模型刻画了短期内当期通胀与通胀预期、历史通胀以及当期通胀压力（产出缺口或边际成本）之间的动态互动机制。其理论基础是 Taylor（1980）和 Calvo（1983）等提出的交错契约模型。

假定公司在任一给定期间内改变其价格的概率为 $1-\theta$ ， $0 < \theta < 1$ 。那么该期总体价格水平就等于前一期的总体价格水平与当期公司新制定的价格水平的加权和，即

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

在 Calvo（1983）的原始模型中，所有公司在定价过程中都被假设具有前视行为特征（forward-looking），即价格完全取决于公司对未来总体经济运行状况的预期。但是具有广泛影响力的 Galí 和 Gertler（1999）指出，也可能存在一定比例的公司采取后视行为（backward-looking）的定价机制，即他们在制定价格过程中会参照过去的行业定价标准，用过去的通胀水平修正其当期定价水平。所以，我们可以假设有 ω 比例的公司采取后视行为进行定价，其制定的价格为 p_t^B ；而剩余的 $(1-\omega)$ 比例的公司采用前视行为定价机制，其水平为 p_t^F 。从而，当期由所有公司确定的新价格水平可以表达为

$$p_t^* = (1-\omega) p_t^F + \omega p_t^B \quad (2)$$

另外，前视行为的公司定价机制可以表示为对未来预期真实边际成本（对其稳态的偏离值）和通胀的贴现和，即

$$p_t^F - p_t = (1-\theta\beta) \sum_{T=t}^{\infty} (\theta\beta)^{T-t} E_t \left[\sum_{j=t+1}^T \pi_j + \zeta mc_t \right] \quad (3)$$

其中， β 表示折现因子， ζ 是由对数线性化过程引入的参数， mc_t 代表真实边际成本对其稳态的偏离值。

而采取后视行为的公司，其定价标准由过去行业价格和通胀决定，即：

$$p_t^B = p_{t-1}^* + \pi_{t-1} \quad (4)$$

将（3）式反复迭代后与（4）、（2）代入（1）式，并注意到 $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ ，就可以得到

新凯恩斯混合菲利普斯曲线模型：

$$\pi_t = c_0 + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_y mc_t \quad (5)$$

其中，系数 α_b 衡量过去的通胀对当前通胀的影响程度，即通胀惯性的强度；而 α_f 度量未来通胀的预期对当期通胀的影响程度，即通胀预期的强度。以 Galí 和 Gertler (1999)、Galí et al. (2001, 2005) 为代表的研究认为 HNKPC 模型中通胀预期应占主导地位，即 α_f 的值比 α_b 的值要大得多。

(二) 计量模型设定

理论模型 (5) 隐含了 HNKPC 在短期内是稳定的，通胀沿着固定的 HNKPC 变化，而没有考虑到在各种冲击下 HNKPC 可能会移动。为了刻画各种冲击的影响，在实证模型中我们引入其它的外生变量（如第三产业比重、贸易开放度、政府财政支出规模、固定资产投资、城镇化水平、非国有化水平、信贷规模等）和随机变量。因此基于模型 (5) 的计量模型可以表述为：

$$\pi_t = c_0 + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_y mc_t + X_t \beta + v_t \quad (6)$$

其中， X_t 为控制变量，即影响通货膨胀的其它因素， v_t 为独立同分布的白噪音。

边际成本虽然定义清晰，但是在实际运用中缺乏可靠的估计。实证研究中，主要有两种方法处理这个问题。一是根据 Galí 和 Gertler (1999)、Sbordone (2002) 等的建议，选取劳动报酬份额作为真实边际成本的替代变量。二是采用产出缺口代表通胀的短期压力。基于一些一般性的假设，厂商的边际成本与产出缺口之间存在着近似的线性关系，因而可以使用产出缺口代理通胀的短期压力。产出缺口和劳动报酬份额在代理短期通胀压力时的优劣可参见 Rudd 和 Whelan (2007) 和 Lawless 和 Whelan (2011)。

曾利飞等 (2006)、陈彦斌 (2008)、杨继生 (2009)、杨小军 (2011) 等在中国通胀实证研究中采用劳动报酬份额。Scheibe 和 Vines (2005)、陈彦斌 (2008)、耿彊等 (2009)、Funke (2006)、Mehrotra et al. (2010) 等在中国实证分析中采用了产出缺口。从图 1 中可以清晰地看到，在我国，产出缺口和通胀的走势更为接近^①，因此我们选取用产出缺口代表短期通胀压力^②：

^① 我们根据 HP 滤波计算产出缺口和劳动报酬份额对其稳态的偏离值，数据来源见第四部分实证分析。

^② 劳动报酬份额在代理短期通胀压力时，不太理想的一个原因可能是数据问题。目前，我们只能得到城镇单位就业人员的报酬情况，而这里的“单位”基本上限于党政事业单位、国有企业等体制内就业部门。例如，2009 年，全国城镇单位就业人员为 1.25 亿人，仅占全国就业人数的 16%，城镇就业人员的 40%。

因此在实证分析中，(6)式可以表达为：

$$\pi_t = c_0 + \alpha_b \pi_{t-1} + \alpha_f E_t \pi_{t+1} + \alpha_y gap_t + X_t \beta + v_t \quad (7)$$

其中， gap_t 代表产出缺口。

在我们研究的面板数据模型中，通胀在空间上可能存在相互影响，我们通过在模型中引入经济地理空间权重矩阵来刻画这一影响。此外，在面板模型中，是否包含个体效应和时间效应对模型估计结果存在较大的影响。由于存在导致各地区通胀系统性差异的不可观测以及不随时间变化的因素（比如文化背景等），因此我们需要将个体效应纳入我们的模型；再则，石油供给冲击（陈彦斌，2008）、货币流动性（杨继生，2009）以及汇率传递效应（Scheibe和Vines，2005；耿强等，2009）等对通货膨胀也有显著影响，而这些因素只随时间变化而不随地区变化，因此我们也必须在模型中包含时间效应来刻画这些对各地区通胀共同趋势有影响的因素。至此，我们的计量模型可以表述为：

$$\Pi_{nt} = \lambda W_n \Pi_{nt} + \alpha_b \Pi_{n,t-1} + \alpha_f E_t \Pi_{n,t+1} + X_{nt} \beta + c_n + \delta_t l_n + V_{nt} \quad (8)$$

其中， $t=1,2,\dots,T$ ， $\Pi_{nt} = (\pi_{1t}, \pi_{2t}, \dots, \pi_{nt})'$ ， $V_{nt} = (v_{1t}, v_{2t}, \dots, v_{nt})'$ 是 $n \times 1$ 列向量。 c_n 为个体效应， δ_t 为时间效应， l_n 为所有元素均为1的 $n \times 1$ 向量。 v_{it} 对于所有的 i 和 t 都是独立同分布的白噪音，均值为零，方差为 σ_0^2 。基于研究重点，不失一般性，我们将所有控制变量和产出缺口统一包含在 X_{nt} 符号内。(8)式即为空间动态面板模型（Spatial Dynamic Panel Model, SDPD）^①。

在模型(8)中， W_n 是经济地理空间权重矩阵。为保证估计结果的稳健性，本文选用两种经济地理空间权重矩阵^②。第一种为 $W_n^A = W_n^1 \square W_n^2$ ，符号“ \square ”表示矩阵对应元素相乘。其中 W_n^1 为地理权重矩阵：如果地区 i 和地区 j 地域上相邻，则元素 $W_{nij}^1 = 1$ ，否则 $W_{nij}^1 = 0$ ，主对角线上的元素设为0。 W_n^2 为经济权重矩阵，其元素设定为（林光平等，2005；杨继生，

^① 空间动态面板与空间静态面板不同，它将一阶（或多阶）滞后被解释变量作为解释变量纳入模型（国内一些文献将空间静态面板和空间动态面板混为一谈），根据空间效应是体现在被解释变量中还是误差项中，分为空间自回归动态面板模型和空间误差项动态面板模型。本文考虑的模型是空间自回归动态面板模型。

^② 目前，在空间动态面板模型框架下，尚无检验空间效应的计量方法。我们运用Elhorst(2009)所提出检验空间静态面板模型中是否存在空间效应（分四种情形：是否存在空间滞后项；是否存在空间误差项；空间滞后项存在的情况下是否存在空间误差项；空间误差项存在时是否存在空间滞后项）。我们的检验结果显示空间滞后项是存在的，并且支持空间滞后项存在的情况下不存在空间误差项的结论。

2009):

$$W_{nij}^2 = \begin{cases} |\bar{Y}_{*i} - \bar{Y}_{*j}|^{-1}, & i \neq j \\ 0 & , i = j \end{cases}$$

其中, \bar{Y}_{*i} 表示地区 i 在样本期内实际人均 GDP 的平均值。

第二种经济地理空间权重矩阵 W_n^B 与第一种不同之处在于地理权重矩阵的设置: 与第一种选择以是否相邻为依据不同, 在第二种地理权重矩阵中, 与地区 i 距离最近的 5 个地区的元素设为 $1/d_{ij}$ (其中 d_{ij} 为地区 j 与地区 i 中心位置之间的距离, 在本文实证分析中, 以省会之间的距离为准), 否则设为 0, 主对角线上的元素设为 0 (Pass 和 Schlitte, 2006; Bouayad-Agha 和 Vedrine, 2010)^①。两种经济地理空间权重矩阵都按行进行标准化, 各行之和为 1。

三、估计方法和蒙特卡罗模拟

(一) SDPD 模型估计方法

由于SDPD模型最近几年才发展起来, 在国内目前的研究文献中, 鲜有用其来分析经济问题^②。在对我国地区通胀的面板数据分析时, 杨继生(2009)既考虑了我国地区通胀的动态特征, 也考虑到了地区通胀的空间特征。但是, 在对模型进行参数估计时, 他却使用了动态面板模型的估计方法来估计空间动态面板模型。他采用的方法是向前正交离差GMM方法, 在进行模型估计时把通胀的预期项($E_t(\pi_{n,t+1})$)以及反映空间相关性的空间滞后项($W_n\pi_{nt}$)均当作外生变量来处理。这样处理是不恰当的, 因为在杨继生(2009)文中, 他使用 $t+1$ 期的通胀值作为通胀的(理性)预期, 因此 $E_t(\pi_{n,t+1})$ 是内生变量, $W_n\pi_{nt}$ 显然也是内生变量。向前正交离差方法在动态面板模型估计中可以用来消除个体效应, 从而使得被解释变量的滞后项与处理后的残差项不相关, 这样就可以使用IV方法来进行GMM估计。但是如果模型中包含通胀的 $t+1$ 期值, 那么使用的工具变量的滞后阶数就要进行相应调整; 如果模型中还包含 $W_n\pi_{nt}$ 项, 那么即使使用向前正交离差方法去除了个体效应, 经过处理的 $W_n\pi_{nt}$ 项与时

^① Pass 和 Schlitte (2006) 设定了一个统一的距离边界值, 两地区距离小于该边界值时, 权重如我们所设; Bouayad-Agha 和 Vedrine (2010) 设定与某地区相距最近的 k 个区域, 权重分别设为 $1/k$ 。

^② 杨继生(2009)用空间动态模型研究了中国地区通货膨胀的问题, 使用的是空间自回归动态面板模型, 但他在进行参数估计时并未将其作为空间动态模型来对待, 而是使用了用于动态面板模型的估计方法。李婧等(2010)用空间静态和动态面板模型研究了我国创新的区域相关性和集聚性, 使用的是空间误差项动态面板模型。

间效应仍然是相关的，使用 $W_n \pi_{nt}$ 的任何滞后项都不能作为工具变量，GMM估计会带来系统性偏差。因此，必须使用空间动态面板模型的估计技术来对可能既存在时间上的相关，又存在空间上的相关的我国地区通胀问题进行研究。

空间动态面板模型的发展还不成熟，对空间动态面板模型的计量分析文献非常少（Elhorst, 2005, 2010; Yu et al., 2008; Lee和Yu, 2010a, 2010b）。根据我们考虑的实际问题^①，我们把注意力集中在Lee和Yu（2010b）所分析的既包含时间效应，也包含个体效应的空间动态面板模型：

$$Y_{nt} = \lambda W_n Y_{nt} + \gamma Y_{n,t-1} + X_{nt} \beta + c_n + \alpha_i l_n + V_{nt}, \quad t=1,2,\dots,T \quad (9)$$

其中， $Y_{nt} = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ 即为（8）中的通胀向量^②。在第四部分实证分析中，我们使用工具变量估计通胀预期，解决其内生性问题，因而这里我们把通胀预期、产出缺口和其它控制变量均放进 X_{nt} 符号内，其它变量一如上述。为了简便起见，标记 $\theta = (\delta', \lambda, \sigma^2)'$, $\zeta = (\delta', \lambda, c_n')$ ，其中 $\delta = (\gamma, \beta')$ 。参数为真值时， $\theta_0 = (\delta_0', \lambda_0, \sigma_0^2)'$ ， $\zeta = (\delta_0', \lambda_0, c_{n0}')$ ，其中 $\delta_0 = (\gamma_0, \beta_0')$ 。

针对此类模型，Lee和Yu（2010b）提出了一种拟最大似然函数估计方法（QMLE）。他们指出可以通过数据变换以减少由于估计时间效应而带来的误差。具体而言，他们在QMLE的框架下提出了两种变换方法来进行估计：Transform方法和Direct方法。

（1）Transform方法：将变量做组间均值离差变换，去除时间效应，然后再去除个体效应。做组内均值离差变换即在（9）式两边同时乘以矩阵 $J_n = I_n - \frac{1}{n} l_n l_n'$ ， I_n 为单元矩阵， l_n 是所有元素均为1的 $n \times 1$ 向量。由于 $J_n l_n = 0$ ， $J_n W_n = J_n W_n J_n$ ，因此我们可以得到：

$$(J_n Y_{nt}) = \lambda (J_n W_n)(J_n Y_{nt}) + \gamma (J_n Y_{n,t-1}) + (J_n X_{nt}) \beta + (J_n c_n) + (J_n V_{nt}) \quad (10)$$

这样，（10）式就不再包含时间效应， $J_n c_n$ 可以被看做是经转换的个体效应。

由于 $J_n V_{nt}$ 的方差矩阵等于 $\sigma^2 J_n$ ，因此 $J_n V_{nt}$ 的各元素是相关的。此外，由于 J_n 的秩为 $n-1$ ，因此 $J_n V_{nt}$ 的元素之间存在线性关系，为此，可对（10）式做线性变换。

^① Elhorst（2005）使用无条件ML方法来估计空间误差项动态面板，Yu et al.（2008）和Elhorst（2010）考虑的是仅包含个体效应，而无时间效应的空间自回归动态面板模型，Lee和Yu（2010a）考虑的是同时包含个体效应和空间效应的空间自回归动态面板模型，他们为处理平稳以及非平稳的数据生成过程提供了一种统一的估计方法，Lee和Yu（2010b）考虑的是平稳情形，此情形对于我们这里考虑的问题已经足够。

^②这里为了和其它空间计量的文献相匹配，我们使用了新的符号。

定义 $(F_{n,n-1}, I_n / \sqrt{n})$ 为矩阵 J_n 特征值分别为 $\mathbf{1}$ 和 $\mathbf{0}$ 时对应的正交特征向量组成的矩阵。

经变换可以将 (10) 式中的 $J_n Y_{nt}$ 转化为 Y_{nt}^* ，其中 $Y_{nt}^* = F_{n,n-1}' J_n Y_{nt}$ ，为 $n-1$ 维向量。

$$Y_{nt}^* = \lambda W_n^* Y_{nt}^* + \gamma Y_{n,t-1}^* + X_{nt}^* \beta + c_n^* + V_{nt}^* \quad (11)$$

其中， $W_n^* = F_{n,n-1}' W_n F_{n,n-1}$ ， $Y_n^* = F_{n,n-1}' J_n F_{n,n-1} = F_{n,n-1}' F_{n,n-1}$ ， $X_{nt}^* = F_{n,n-1}' J_n X_{nt} = F_{n,n-1}' X_{nt}$ ， $c_n^* = F_{n,n-1}' J_n c_n = F_{n,n-1}' c_n$ ， $V_{nt}^* = F_{n,n-1}' J_n V_{nt} = F_{n,n-1}' V_{nt}$ 。这时扰动项 V_{nt}^* 是 $n-1$ 维向量，均值为 $\mathbf{0}$ ，方差矩阵为 $\sigma^2 I_{n-1}$ 。

假设 $V_{nt} \square N(0, \sigma^2 I_n)$ ，那么转换的 V_{nt}^* 将服从 $N(0, \sigma^2 I_{n-1})$ 分布，可对 (11) 进行最大似然估计。(11) 式的对数似然函数为：

$$\begin{aligned} \ln L_{n,T}(\theta, c_n^*) &= -\frac{(n-1)T}{2} \ln 2\pi - \frac{(n-1)T}{2} \ln \sigma^2 \\ &\quad + T \ln |I_{n-1} - \lambda W_n^*| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}^{*'}(\theta) V_{nt}^*(\theta) \end{aligned} \quad (12)$$

其中， $V_{nt}^*(\theta) = (I_{n-1} - \lambda W_n^*) Y_{nt}^* - Z_{nt}^* \delta - c_n^*$ ， $Z_{nt} = (Y_{n-1}, X_{nt})$ ， $\delta = (\gamma, \beta)'$ 。

经过适当计算，(12) 式等价于：

$$\begin{aligned} \ln L_{n,T}(\theta, c_n) &= -\frac{(n-1)T}{2} \ln 2\pi - \frac{(n-1)T}{2} \ln \sigma^2 - T \ln(1-\lambda) \\ &\quad + T \ln |I_{n-1} - \lambda W_n| - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}'(\theta) J_n V_{nt}(\theta) \end{aligned} \quad (13)$$

其中， $V_{nt}(\theta) = (I_n - \lambda W_n) Y_{nt} - Z_{nt} \delta - c_n$ 。

求 (13) 式的一阶条件，消除 c_n 后，我们就可以通过解最大化问题得到参数 θ_0 的估计值。当模型中包含因变量的滞后项时，Lee 和 Yu (2010b) 指出当 \mathbf{N} 和 \mathbf{T} 均趋向于无穷时，参数 θ_0 的估计值 $\hat{\theta}_{nT}$ 是有偏的：

$$\begin{aligned} \sqrt{(n-1)T} (\hat{\theta}_{nT} - \theta_0) &+ \sqrt{\frac{n-1}{T}} b_{\theta_0, nT} + O_p(\max(\sqrt{\frac{n-1}{T^3}}, \sqrt{\frac{1}{T}})) \\ &\xrightarrow{d} N(0, \sum_{\theta_0}^{-1} (\sum_{\theta_0} + \Omega_{\theta_0}) \sum_{\theta_0}^{-1}) \end{aligned} \quad (14)$$

其中， $b_{\theta_0, nT}$ 是阶数为 $O(1)$ 的主要偏误项， \sum_{θ_0} 为信息矩阵， Ω_{θ_0} 刻画误差项的非正态特征。对于主要误差项有 $b_{\theta_0, nT} = \sum_{\theta_0, nT}^{-1} \varphi$ ，其中，

$$\varphi = \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \text{tr}((\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h) S_n^{-1}) \\ 0_{k \times 1} \\ \frac{1}{n} \gamma_0 \text{tr}(G_n (\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h) S_n^{-1}) + \frac{1}{n} \rho_0 \text{tr}(G_n W_n (\sum_{h=0}^{\infty} A_n^h) S_n^{-1}) + \frac{1}{n} \text{tr} G_n \\ \frac{1}{2\sigma_0^2} \end{pmatrix}$$

并且有：

$$\begin{aligned} \sum \theta_0 &= \frac{1}{\sigma_0^2} \begin{pmatrix} EH_{nT} & * \\ 0_{1 \times (k+2)} & 0 \end{pmatrix} \\ &+ \begin{pmatrix} 0_{(k+1) \times (k+1)} & * & * \\ 0_{1 \times (k+1)} & \frac{1}{n} [\text{tr}(G_n' G_n) + \text{tr}(G_n^2)] & * \\ 0_{1 \times (k+1)} & \frac{1}{\sigma_0^2 n} \text{tr}(G_n) & \frac{1}{2\sigma_0^4} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

其中， $G_n \equiv W_n S_n^{-1}$ ， $H_{nT} = \frac{1}{nT} \sum_{t=1}^T (\tilde{Z}_{nT}, G_n \tilde{Z}_{nT} \delta_0)' (\tilde{Z}_{nT}, G_n \tilde{Z}_{nT} \delta_0)$ 。

由上面的结果可以看出，当 $\frac{n}{T} \rightarrow 0$ ， $\frac{n}{T} \rightarrow k < \infty$ 或 $\frac{n}{T} \rightarrow \infty$ 时，估计参数 $\hat{\theta}_{nT}$ 具有不同的渐进性质，以及不同的偏误。为此在对参数进行估计时要根据（14）式对估计值做偏误修正。

（2）Direct 方法：即直接估计个体效应和时间效应，这时将产生 $O(\max(n^{-1}, T^{-1}))$ 的偏差。用 $\alpha_T = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_T)$ 表示时间效应，（9）式的对数似然函数为：

$$\begin{aligned} \ln L_m^d(\theta, c_n, \alpha_T) &= -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |I_{n-1} - \lambda W_n| \\ &- \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T V_{nt}'(\theta, c_n, \alpha_T) J_n V_{nt}(\theta, c_n, \alpha_T) \quad (15) \end{aligned}$$

其中， $V_{nt}(\theta, c_n, \alpha_T) = (I_n - \lambda W_n) Y_{nt} - Z_{nt} \delta - c_n - \alpha_t I_n$ 。利用（15）的一阶条件，我们可以去除 c_n 和 α_T ，从而得到新的似然函数：

$$\begin{aligned} \ln L_m^d(\theta) &= -\frac{nT}{2} \ln 2\pi - \frac{nT}{2} \ln \sigma^2 + T \ln |I_{n-1} - \lambda W_n| \\ &- \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T \tilde{V}_{nt}'(\theta) J_n \tilde{V}_{nt}(\theta) \quad (16) \end{aligned}$$

其中， $\tilde{V}_{nt}(\theta)$ 为 $V_{nt}(\theta)$ 在 c_n 和 α_T 一阶条件约束下的值，即

$\tilde{V}_{nt}(\theta) = \tilde{V}_{nt}(\theta, \hat{c}_n, \hat{\alpha}_T(\theta, \hat{c}_n))$, $\hat{\alpha}_T$ 为由一阶条件得到的时间效应表达式, \hat{c}_n 为由一阶条件得到的个体效应表达式 (为了使参数可以识别, 施加了额外的约束 $\sum_n c_n = 0$)。

与 Transform 方法一样, Lee 和 Yu (2010b) 指出当 N 和 T 均趋向于无穷时, 参数 θ_0 的估计值 $\hat{\theta}_{nT}$ 也是有偏的:

$$\begin{aligned} \sqrt{nT}(\hat{\theta}_{nT} - \theta_0) + \sqrt{\frac{n}{T}}b_{\theta_0, nT, 1} + \sqrt{\frac{T}{n}}b_{\theta_0, nT, 2} + O_p(\max(\sqrt{\frac{n}{T^3}}, \sqrt{\frac{T}{n^3}}, \sqrt{\frac{1}{T}})) \\ \xrightarrow{d} N(0, \sum_{\theta_0}^{-1} (\sum_{\theta_0} + \Omega_{\theta_0}) \sum_{\theta_0}^{-1}) \end{aligned} \quad (17)$$

其中, $b_{\theta_0, nT}$ 是阶数为 $O(1)$ 的主要偏误项, \sum_{θ_0} 为信息矩阵, Ω_{θ_0} 刻画误差项的非正态特征。对于主要误差项有 $b_{\theta_0, nT, 1} = (\sum_{\theta_0, nT}^d)^{-1} \varphi_1$, $b_{\theta_0, nT, 2} = (\sum_{\theta_0, nT}^d)^{-1} \varphi_2$, 其中

$$\varphi_1 = \begin{pmatrix} \frac{1}{n} \text{tr}((J_n \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h) S_n^{-1}) \\ 0_{k \times 1} \\ \frac{1}{n} \gamma_0 \text{tr}(G_n (J_n \sum_{h=0}^{\infty} A_n^h) S_n^{-1}) + \frac{1}{n} \text{tr} J_n G_n \\ \frac{n-1}{n} \frac{1}{2\sigma_0^2} \end{pmatrix},$$

$$\varphi_2 = (0_{k+1}, \frac{1}{1-\lambda}, \frac{1}{2\sigma_0^2})'.$$

并且有

$$\begin{aligned} \sum_{\theta_0, nT}^d &= \frac{1}{\sigma_0^2} \begin{pmatrix} EH_{nT}^d & * \\ 0_{1 \times (k+2)} & 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0_{(k+1) \times (k+1)} & 0 & 0 \\ 0_{1 \times (k+1)} & \frac{1}{n} [\text{tr}(G_n' J_n G_n) + \text{tr}(G_n^2)] & \frac{1}{\sigma_0^2 n} \text{tr}(J_n G_n) \\ 0_{1 \times (k+1)} & \frac{1}{\sigma_0^2 n} \text{tr}(J_n G_n) & \frac{1}{2\sigma_0^4} \end{pmatrix} \\ &- \begin{pmatrix} 0_{(k+1) \times (k+1)} & * & * \\ \frac{1}{\sigma_0^2 n} E(G_n \bar{V}_{nT})' J_n \bar{Z}_{nT} & \frac{2}{\sigma_0^2 n} E[(G_n \bar{Z}_{nT} \delta_0)' J_n G_n \bar{V}_{nT}] + \frac{1}{nT} \text{tr}(G_n' J_n G_n) & * \\ \frac{1}{\sigma_0^2 n} E(\bar{Z}_{nT} J_n \bar{V}_{nT})' & \frac{1}{\sigma_0^2 n} E[(G_n \bar{Z}_{nT} \delta_0)' J_n \bar{V}_{nT}] + \frac{1}{\sigma_0^2 nT} \text{tr}(J_n G_n) & \frac{1}{T\sigma_0^4} \end{pmatrix} \end{aligned}$$

其中, $G_n \equiv W_n S_n^{-1}$, $H_{nT}^d = \frac{1}{nT} \sum_{t=1}^T (\tilde{Z}_{nT}, G_n \tilde{Z}_{nT} \delta_0)' J_n (\tilde{Z}_{nT}, G_n \tilde{Z}_{nT} \delta_0)$ 。

由上面的结果可以看出，当 $\frac{n}{T} \rightarrow 0$ ， $\frac{n}{T} \rightarrow k < \infty$ 或 $\frac{n}{T} \rightarrow \infty$ 时，估计参数 $\hat{\theta}_{nT}^d$ 具有不同的渐进性质，以及不同的偏误。为此在对参数估计时也要根据（17）式对估计值做偏误修正。

（二）蒙特卡罗模拟

Lee 和 Yu（2010b）证明在大样本情况下，使用 Transform 方法和 Direct 方法得出的估计是有效的。但在实证研究中，样本是有限的，并且 n 与 T 长短的不同也可能影响模型参数估计值的效果，因此，在这一部分我们用蒙特卡罗模拟对本文所欲使用的 Transform、Direct 方法以及杨继生（2009）使用的向前正交离差 GMM 方法的优劣进行模拟评估。

我们使用的数据生成过程（DGP）如（9）式所述。设定参数 $\theta_0^a = (0.2, 1, 0.2, 1)'$ ， $\theta_0^b = (0.4, 1, 0.4, 1)'$ ，其中 $\theta_0 = (\gamma_0, \beta_0, \lambda_0, \sigma_0^2)'$ 。空间权重矩阵使用第二部分介绍的 W_n^A 和 W_n^B 。 X_{nt} ， c_{n0} 以及 V_{nt} 由相互独立的正态分布产生^①。

基于实证部分的考虑，我们采用 $T=25$ 以及 $n=28$ ^②。对生成的每一组样本观测值，我们估算 $\hat{\theta}_{nT}$ ，并计算偏差 $\hat{\theta}_{nT} - \theta_0$ ，并将此过程重复 1000 次。通过比较 $\frac{1}{1000} \sum_1^{1000} (\hat{\theta}_{nT}^{GMM} - \theta_0)$ 与 $\frac{1}{1000} \sum_1^{1000} (\hat{\theta}_{nT}^{T,D} - \theta_0)$ 的大小，我们来比较向前正交离差 GMM 方法以及 Transform 和 Direct 方法的优劣：平均偏差越大，估计效果越差。

参数估计值的样本性质见表 1，我们设置了两组不同的参数值。此外，对于每种情形，我们在报告估计值的平均偏差（Bias）的同时，也报告估计值的标准差（SD）和均方根误差（RMSE）。

（此处插入表 1）

比较 Transform 方法与 Direct 方法，我们可以发现：在对 $Y_{n,t-1}$ 的系数偏差估计上，后者要优于前者；在对 $W_n Y_{nt}$ 的系数偏差估计上，前者要优于后者；在对 X_{nt} 的系数方差估计上，两者的优劣相当。但总的来说，使用 Transform 方法与 Direct 方法带来的估计系数偏差都很小。

^① 为了避免初值对模拟结果产生影响，我们生成 $20+T$ 期空间面板数据，但仅仅使用最后的 T 期数据作为样本。我们同时也生成了具有更长历史期（ $1000+T$ ）的数据，得到的结论类似。

^② 我们也使用了 $T=9, 16$ 进行模拟。我们发现给定 n ，随着 T 增大，MLE 框架下的两种估计方法得到的估计量偏差以及方差越来越小，这与理论结果是一致的，因为偏差是 $O(T^{-1})$ 阶的，方差是 $O(\frac{1}{nT})$ 阶的。

而使用向前正交离差 GMM 方法带来的估计系数偏差要大得多，特别是 $Y_{n,t-1}$ 和 $W_n Y_{nt}$ 的系数。从蒙特卡洛模拟结果来看，向前正交离差 GMM 方法导致 $Y_{n,t-1}$ 的估计值向下偏差，偏差与参数真值的比例达到 15% 左右；同时该方法导致 $W_n Y_{nt}$ 的估计值向上偏差，偏差与参数真值的比例甚至达到 70% 左右。使用向前正交离差 GMM 方法得到的参数估计值标准差和均方根误差也比较大。而 $Y_{n,t-1}$ 和 $W_n Y_{nt}$ 两个变量恰好就是我们重点关注的变量，因此向前正交离差 GMM 方法不可取。使用其它常用的一阶差分 GMM、系统 GMM 等动态面板模型 GMM 估计方法，与向前正交离差 GMM 一样，都会带来变量参数估计值的重大偏误。因此，为了得到参数的一致估计，在第四部分的实证分析中，我们采用 Transform 方法和 Direct 方法。

四、实证结果分析

（一）变量与数据

在进行实证分析之前，我们首先介绍我们使用的数据。本文包含了 1985 年至 2009 年 25 年，除海南、西藏、重庆之外中国内地 28 个省（直辖市、自治区）的数据^①。

通货膨胀：本文同时选取消费者物价指数（CPI）、零售商品物价指数（RPI）以及 GDP 平减指数（Deflator）作为度量通货膨胀的指标。CPI 主要反映一定时期内城乡居民所购买的生活消费品价格和服务项目价格变动程度；RPI 反映城乡商品零售价格的变化趋势；而 GDP 平减指数则是更为广义的价格指标，其核算基础对经济整体价格状况的覆盖面更为广泛，而且与投资相关的价格水平在这一指标中具有更高的权重。总之，这三种衡量通货膨胀水平的指数各有优劣（徐强，2006）。通过对它们的对比分析，我们可以得到更多的信息。

从图 2 我们可以看到，改革开放之后我国经历了三次较显著的通胀：80 年代中期由于“价格闯关”——价格双轨制强行并轨，导致政策性通胀；1992 年之后，由于缺乏有效的需求约束，加之当时的经济开发区热和房地产投资浪潮，使得中国通胀在 90 年代中期攀升到 20% 以上；加入 WTO 之后，我国长期存在的双顺差现象更加突出，导致基础货币被动过量投放，流动性泛滥，最终导致我国通胀 2008 年一季度超过 8%。

（此处插入图 2）

通货预期：在实证研究中，不同的学者对通货膨胀预期处理方法不同。归纳起来主要有三种：一是调查数据（Scheibe 和 Vines，2005；陈彦斌，2008）。但本文的样本数据开始于 1985

^① 因为要考虑通胀时间滞后项和通胀预期的影响以及工具变量的选取，部分数据涵盖 1985 年之前若干年份和 2010 年。

年，缺少足够的调查数据^①。二是直接将下一期通胀实现值作为通胀（理性）预期（杨继生 2009）。这种方法忽略了通胀方程中未来通胀的内生性问题。三是使用工具变量方法，这也是目前的文献中较流行的方法（Scheibe和Vines, 2005; Funke, 2006; Mehrotra et al., 2010; 曾利飞等, 2006; 耿强等, 2009; 杨小军, 2011）。典型的通胀预期工具变量有不同久期利率之差、边际生产成本、商品价格、通胀滞后值以及产出缺口等。结合中国的现实情况，本文利用通胀的滞后二阶、产出缺口（采用HP滤波方法）滞后一阶、二阶、石油价格、实际有效汇率以及计量模型（8）中的控制变量，来估算通胀预期，得到的估计值作为通胀预期的替代变量^②。

产出缺口：我们使用 HP 滤波方法得到产出缺口。首先我们根据 GDP 平减指数将名义 GDP 换算为以 1984 年为基准的实际 GDP，然后通过 HP 滤波方法得到潜在的实际 GDP，通过对“实际 GDP/潜在实际 GDP”取自然对数来计算产出缺口。此外，为了对比分析，我们也通过 HP 滤波方法计算得到劳动报酬份额对其稳态的偏离值。最理想劳动报酬份额是全社会从业人员的报酬总额，但考虑到数据的可得性，本文使用各省城镇职工名义工资总额与当年该省名义 GDP 之比来表示劳动报酬份额。

控制变量：我们用社会消费品零售总额中城市零售额占比表示各省城市化水平。用非国有及国有控股企业工业总产值在工业总产值中的比重表示非国有化水平。财政分权指标用(地方政府本级人均预算财政支出)/(地方政府本级人均预算财政支出+中央政府本级人均预算财政支出)来表示。其它的变量均不言自明，描述性统计见表 2^③。

本文数据基本来自《新中国 60 年统计资料汇编》，除（1）GDP 和社会消费品零售总额相关数据 05 年之后来自各自省 2010 年统计年鉴；（2）人口数据 90 年之后以 2010 年中国人口与就业统计年鉴为准，为常住人口；（3）中央本级一般预算支出和收入数据来自 2010 年中国财政年鉴；（4）国有及国有控股工业总产值和工业总产值中数据来自中经网统计数据库，其中 2004 年数据缺失，补充数据来自 2004 年第一次经济普查年鉴。

（此处插入表 2）

（二）实证分析结果

^① 我国可利用的通货膨胀调查数据来自中国人民银行《居民储蓄问卷调查系统》问卷调查，该问卷调查数据开始于 1995 年。

^② 我们参照 Mehrotra et al. (2010) 的做法，他在估计各省通胀预期时，使用了通胀的滞后 2 阶、3 阶，产出缺口的滞后 1 阶、2 阶、3 阶，实际石油价格（美国 CPI 数据调整名义价格）和实际有效汇率。

^③ 我们对数据做了面板单位根检验，使用 ADF 方法发现所有变量都是平稳或去均值平稳的；使用 LLC 方法也得到除固定资产投资比重之外，所有变量均是平稳、去均值平稳或去趋势平稳。因此我们不严格地假定所有变量均是平稳的。

表 3 给出了我们的主要实证结果。由于我们主要研究通货膨胀的动态特征和空间特征，因此我们将主要关注通胀惯性 (π_{t-1})、通胀预期 ($E_t\pi_{t+1}$) 以及空间滞后项 ($W_t\pi_t$)。本部分将回答下面几个问题：(1) 通货膨胀在地域之间是否存在相互影响？(2) HNKPC 模型是否适用于中国？(3) 在决定通货膨胀的过程中，通胀惯性、通胀预期哪个更重要？

为了将我们的结果与杨继生 (2009) 的结果进行比较，在表 3 我们也报告了使用向前正交离差 GMM 方法的估计结果。结果显示，对于 CPI 和 RPI 的空间滞后项，系数估计值约为 0.66，高于 Transform 方法和 Direct 方法得到的系数约为 0.42 的估计值。而对于时间滞后项，这一方法的估计值要小于 Transform 方法和 Direct 方法。这与第三部分的蒙特卡罗模拟的结论完全一致。此外，用向前正交离差 GMM 方法估计得到的 CPI、RPI 的通胀预期项的系数不再显著，而 Transform 方法和 Direct 方法得到的结果均是显著的。

空间滞后项系数反映了通货膨胀在空间上的相互关系。从表 3 中可以看出，对于 CPI、RPI 衡量的通货膨胀，通货膨胀在省际之间存在正向相互影响，且影响非常显著。这反映我国各省通胀之间具有较强的传染性。一省通胀的高企，会对临近省份产生正向的溢出效应，反之亦然。但是，如果以 Deflator 作为衡量通胀的指标，我们发现空间滞后项系数变得不显著，虽然仍为正值。Deflator 与 CPI 和 RPI 指标最主要的差异在于“与投资相关的价格水平”在这个指标中具有更高的比重，从而这一指标的地方属性更强 (徐强，2006)，一省 Deflator 的高低和其它省份关系不大。此外，正是由于 Deflator 空间相关性较弱，因而对于 Deflator，向前正交离差 GMM 方法与 Transform 和 Direct 方法得到的空间滞后项、通胀惯性项、通胀预期项的系数估计结果相差不大。

对于产出缺口的系数，CPI和RPI为通胀衡量指标时，产出缺口系数为正值，说明这两种指标具有短期菲利普斯曲线的典型特征。而以Deflator为衡量通胀指标时，产出缺口为负值，这是CPI、RPI和Deflator运行机理存在差异的又一表现。但这些系数在 10%的显著性水平下都不显著。而若以劳动报酬份额代表通胀的短期压力，则CPI和RPI的系数为负，且对RPI，在 10%置信水平上显著，而Deflator系数为正，但不显著^①。在HNKPC模型实证研究中，产出缺口或劳动报酬份额不显著是普遍存在的现象 (见Rudd和Whelan (2007) 的综述)。但这并不能否认实际经济走势在决定短期通胀压力的作用，此外，空间滞后项的存在也可能降低产出缺口或劳动报酬份额的显著性。

对于控制变量，在用 CPI 和 RPI 衡量通胀时，除第三产业比重外，基本上都不显著。而

^①篇幅有限，我们这里就不报告模型具体估计结果，若有需要可向作者索取。

对于 Deflator 而言，这些控制变量的显著性明显好于 CPI 和 RPI。在空间滞后项存在时，这一结果反映各省在这些城乡结构等上面的差异系统性地影响了各省的 Deflator，而没有影响到 CPI 和 RPI。控制变量系数显著性较差的原因可能是由于空间滞后项的存在。此外，Rudd 和 Whelan（2005，2007）也指出，在 HNKPC 模型中，由于控制变量的影响可能通过通胀预期已经有所反映，因而控制变量的影响方向也可能出现错误。

（此处插入表 3）

下面我们分析 HNKPC 模型对中国的适用性以及通胀惯性和通胀预期在决定当期通胀水平时的作用。由于空间滞后项的存在，对空间动态面板模型系数的解释不同于标准计量模型，许多学者已经意识到包含空间滞后项的模型需要对模型系数进行谨慎的解释（Anselin 和 LeGallo，2006；Kelejian et al.，2006）。

我们可以将空间动态面板模型改写为：

$$Y_{nt} = S(W_n)\gamma Y_{n,t-1} + \sum_{k=1}^K S(W_n)\beta_k X_{n,kt} + S(W_n)\varepsilon_{nt}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (18)$$

其中， $S(W_n) = (I_n - \rho W_n)^{-1}$ 扮演着矩阵乘子的作用，使得 $Y_{n,t-1}$ 以及 $X_{n,kt}$ 通过邻居或者邻居的邻居等与 Y_{nt} 发生关系。在包含空间效应的模型中，被解释变量 $Y_{i,t}$ 对解释变量 X_{jkt} 的导数比较复杂：

$$\frac{\partial E(Y_{i,t})}{\partial X_{jkt}} = S(W_n)_{ij} \beta_k \quad (19)$$

同理， $Y_{i,t}$ 对 $Y_{j,t-1}$ 的导数为：

$$\frac{\partial E(Y_{i,t})}{\partial Y_{j,t-1}} = S(W_n)_{ij} \gamma \quad (20)$$

其中， $S(W_n)_{ij}$ 表示矩阵 $S(W_n)$ 的第 i 行 j 列元素。

标准计量模型中偏相关系数结论（ $\frac{\partial E(Y)}{\partial X_k} = \beta_k$ ）不再成立。因为解释变量 $X_{n,kt}$ 通过矩阵 $S(W_n)$ 进行了转换，所以某个区域解释变量（观察值）的任何变化都可以对任何区域的被解释变量产生影响，进而对该区域的解释变量在产生直接影响之外，还产生间接影响。由于解释变量的变化对所有区域的影响是不一样的，Pace 和 Lesage（2006）建议对这些不同的影响进行汇总。他们将矩阵 $S(W_n)\beta_k$ （或 $S(W_n)\gamma$ ）列向量的平均值解释为观察值的单位变动带来的平均总效应（Total effect）；矩阵对角线的平均值解释为平均直接效应（Direct effect）。最后，平均间接效应（Indirect effect）被定义为平均总效应与平均直接效应之差。

我们采用 Pace 和 Lesage (2006) 的建议, 计算各种因素对通货膨胀的直接效应、间接效应以及总效应。由于 QMLE 框架下 Direct 方法和 Transform 方法得到的结果相近, 因此, 这里我们只报告使用 Transform 方法估计的结果计算的直接效应和间接效应。

(此处插入表 4)

从表 4 前三列我们看到, 在其它因素不变的情况下, 某省通货膨胀 (CPI) 上升 1 个点将直接导致下一期本省通货膨胀上升 0.1905 个点; 同时通过影响其它省的通胀, 然后其它省的通胀反过来再影响本省的通胀, 以这样间接的方式将导致本省通胀平均上升 0.1136 个点。从而某省通胀上升 1 个点, 将总共导致本省下期通胀上升 0.3041 个点。而对于通胀预期而言, 某省通胀预期每上升 1 个点, 将直接导致本省当期通胀上升 0.0891 个点, 间接导致本省通胀上升 0.0532 个点。总体而言, 本省通胀预期上升 1 个点将导致本省当期通胀上升 0.1423 个点。

对于 RPI 衡量的通胀, 也存在明显的直接效应和间接效应 (见表 4 中间三列)。不出所料, 如果使用 Deflator 作为通胀的衡量指标, 我们发现通货膨胀上升对下一期通胀带来的直接效应和总效应没有太大差别, 间接效应很小。通货膨胀预期上升所带来的直接效应和总效应也相差无几 (见表 4 最后三列)。换言之, 各省之间的相互影响可以忽略不计, 这和上面的分析相一致。

通胀惯性和通胀预期均显著影响当期通胀水平, 说明中国通胀的动态过程基本符合 HNKPC 模型 (只是反映短期通胀压力的指标不够显著)。通过对通胀惯性和通胀预期对当期通胀影响总效应的分析, 我们发现我们估计得到的通胀的时间滞后项系数大小 (即总效应) 显著低于基于全国时间序列数据估计得到数值 (Funke, 2006; 曾利飞, 2006; 耿强, 2009; 杨小军, 2011), 但和 Mehrotra et al. (2010) 使用的分省时间序列数据相差不大。但通胀预期项系数则显著低于现有中国实证文献^①。这样, 我们得到的通胀惯性和通胀预期的系数之和显著小于 1。我们的实证结果并不支持我国经济存在垂直的长期菲利普斯曲线。这和杨继生 (2009) 等人的研究结论相一致, 但和曾利飞等 (2006)、耿强 (2009)、Funke (2006) 等人的估计结果不一致, 他们得到的通胀惯性和通胀预期系数之和近似为 1。

关于理性预期和通胀惯性何者占优的问题, 从表 3 和表 4 中可以看出, 对于 CPI 和 RPI 而言, 通货膨胀时间滞后项的系数要远大于通胀预期的系数; 而对于 Deflator 而言, 通胀时

^① 根据 Rudd 和 Whelan (2005, 2007), 由于工具变量的使用, 使用 GMM 方法估计 HNKPC 模型, 可能高估通胀预期的作用, 而低估通胀滞后项的作用。但 Linde (2005) 通过蒙特卡罗模拟, 却发现 GMM 方法可能高估通胀滞后项的影响。

间滞后项的系数略小于通胀预期的系数。大体而言，在我们的模型下，在决定通胀水平上，通胀惯性占优于通胀预期。

以上分析全部基于经济地理空间权重矩阵 W_n^A ，我们也采用另一种经济地理空间权重矩阵 W_n^B 对模型重新进行了估计，得到的结论一致，此不赘述。

在决定通胀水平上，通胀惯性占优于通胀预期具有很强的政策含义。理论上，如果理性预期的权重很高，而通胀时间滞后项对当前通货膨胀的影响很小，那么就表明短期内降低通胀率的货币政策完全可以依靠调整人们对未来通胀率的预期得以实现，而不会造成实际产出的下滑、失业增加等成本。而通胀惯性大小决定了通胀对政策、外部冲击反应的速度，通胀惯性越大，则意味着通胀对政策、外部冲击的响应越慢。在通胀已经发生之后，抑制通胀就越发困难，需要付出产出下滑、失业增加等成本。此外，通胀惯性越高，货币政策的滞后效应也就越大。张成思（2008）研究揭示我国货币当局应至少在通胀压力前一年采取措施，以应对高通胀惯性环境下的政策滞后效应。

五、结论

本文将经济地理空间权重矩阵引入通胀惯性和通胀预期共存的新凯恩斯混合菲利普斯曲线，运用空间动态面板模型计量方法研究我国地方通货膨胀在时间上和空间上的相互关系。我们得到以下结论：

（1）通过蒙特卡罗模拟，我们发现传统的动态面板模型计量方法在估计空间动态面板模型时，例如杨继生（2009）在分析我国地方通胀面板数据时所使用的向前正交离差 GMM 方法，存在系统偏差。具体而言，向前正交离差 GMM 方法对通胀的时间滞后项的估计存在向下偏差，而对通胀的空间滞后项的估计存在向上偏差。而 Lee 和 Yu（2010b）所推荐的 Transform 和 Direct 等两种拟最大似然函数估计方法则性质良好。

（2）CPI 和 RPI 衡量的通胀存在显著的空间传染性。一省通胀的高企将对周边省份产生正向的溢出效应。而包含了投资价格等本地属性成分较多的 GDP 平减指数衡量的通胀则不存在显著的空间相关性。

（3）存在空间滞后项时，模型估计得到的解释变量对被解释变量的影响分为直接效应和间接效应。通过对总效应的分析，我国通货膨胀符合短期新凯恩斯混合菲利普斯曲线的典型特征，通胀惯性和通胀预期都对当期通胀影响显著，但衡量边际成本的产出缺口或劳动报酬份额显著性较差。

（4）相对而言，我们估计得到的通胀惯性项系数和通胀预期项系数均小于常见的基于

时间序列数据分析得到的系数大小。通胀时间滞后项和通胀预期项系数之和远小于 1，说明我国并不存在垂直的长期菲利普斯曲线。总体而言，在对当期通胀水平的影响上，通胀惯性占优于通胀预期。

本文结论存在以下政策含义：第一，我国地区通胀存在较强的空间传染性，说明我国国内市场一体化建设得到进展，侧面说明虽然我国各地经济结构存在较大差异，但我国作为统一的货币区是适宜的。第二，在对当期通胀的影响上，通胀惯性的作用强于通胀预期，说明货币政策具有一定的滞后性。在抑制通胀时，我国政府一方面必须在抑制通胀和经济减速、失业增加之间权衡取舍；另一方面必须及早行动，以应对通胀惯性环境下的政策滞后效应。

参考文献：

- Anselin, L., and J. LeGallo, "Interpolation of Air Quality Measures in Hedonic House Price Models: Spatial Aspects," *Spatial Economic Analysis*, 2006, 1(1), 31-52.
- Basarac, M., Skrabic, B. and Soric, P., 2011, "The Hybrid Phillips Curve: Empirical Evidence from Transition Economies," *Journal of Economics and Finance*, 61(4), 367-383.
- Brissimis N. S. and N. S. Magginas, "Inflation Forecasts and the New Keynesian Phillips Curve," *International Journal of Central Banking*, 2008, 4(2), 1-22
- Bouayad-Agha, S., and L. Vedrine, "Estimation Strategies for Spatial Dynamic Panel using GMM-- A New Approach to the Convergence Issue of European Regions", *Spatial Economic Analysis*, 2010, 5(2), .
- Calvo, G., "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12, 383-398.
- 陈彦斌, "中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究", 《经济研究》, 2008 年第 12 期, 第 54—60 页。
- Elhorst, J.P., "Unconditional Maximum Likelihood Estimation of Linear and Loglinear Dynamic Models for Spatial Panels", *Geographical Analysis*, 2005, 37, 85-106.
- Elhorst, J.p., "Dynamic Panels with Endogenous Interaction Effects When T is Small," *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40, 272—282.
- Funke, M., "Inflation in Mainland China-Modelling a Roller Coaster Ride", *Pacific Economic Review*, 2006, 11(4), 413-429.
- Galí, J., & M. Gertler, "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44, 195—222.
- Galí, J., M. Gertler, and J.D. López-Salido, "European Inflation Dynamics", *European Economic Review*, 2001, 45, 1237-1270.
- Galí, J., M. Gertler, & D. Lopez-Salido, "Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, 1007-1118.
- 耿强、张永杰、朱牡丹, "中国的通胀、通胀预期与人民币有效汇率", 《世界经济文汇》, 2009 年第 4 期, 第 23—35 页。
- Kelejian, H.H., G.S. Tavlás and G. Hondronyiannis, "A Spatial Modeling Approach to Contagion Among Emerging Economies" , *Open Economies Review*, 2006, 17(4/5), 423-442.

- Lawless, M., and K. Whelan, Understanding the Dynamics of Labour Shares and Inflation, *Journal of Macroeconomics*, 2011,33(2), 121-136.
- Lee, L.F., and J.Yu, "A Unified Transformation Approach for the Estimation of Spatial Dynamic Panel Data Models: Stability, Spatial Cointegration and Explosive Roots", 2010a, In: Ullah, A., Giles, D.E.A. (Eds.), *Handbook on Empirical Economics and Finance*, Chapman and Hall/CRC.
- Lee, L.F., and J.Yu, "A Spatial Dynamic Panel Data Model with Both Time and Individual Fixed Effects", *Econometric Theory*, 2010b, 26, 564-597.
- Lindé, J., "Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach", *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, 1135-1149.
- 李婧、谭清美、白俊红, "中国区域创新生产的空间计量分析", 《管理世界》, 2010 年第 7 期, 第 43—56 页。
- 林光平、龙志和、吴梅, "中国地区经济收敛的空间计量实证分析, 1978—2002 年", 《经济学(季刊)》, 2005 年第 4 卷增刊, 第 67—82 页。
- Mehrotra, A., T. Peltonen, and A. Santos Rivera, "Modelling Inflation in China--A Regional Perspective", *China Economic Review*, 2010, 21(2), 237-255.
- Pace, R.K., and J.P. LeSage, "Interpreting Spatial Econometric Models," 2006, paper presented at the Regional Science Association International North American meetings, Toronto, Ontario, Canada.
- Pass, T., and F. Schlitte, "Regional Income Inequality and Convergence Processes in the EU-25", 2006, ERSA Conference Papers.
- Rudd, J., and K. Whelan, "New Tests of the New Keynesian Phillips Curve", *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, 1167-1181.
- Rudd, J., and K. Whelan, "Modeling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2007,39s, 155-170.
- Sbordone, A. M., "Prices and Unit Labor Costs: a New Test of Price Stickiness", *Journal of Monetary Economics*, 2002,49(2), 265-292.
- Scheibe, J., and D. Vines, "A Phillips curve for China," 2005, CEPR Discussion Paper, No.4957.
- Steffen, H., and T. Wollmershäuser, "The New Keynesian Phillips Curve and the Role of Expectations: Evidence from the Ifo World Economic Survey," 2006, CESifo Working Paper Series 1694, CESifo Group Munich.
- Taylor, J., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, 1980, 88, 1-23.
- 徐强, "GDP 缩减指数是测度通货膨胀的可靠指标吗?", 《统计研究》, 2006 年第 5 期, 第 7—14 页。
- 杨继生, "通胀预期、流动性过剩与中国通货膨胀的动态性质", 《经济研究》, 2009 年第 1 期, 第 106—107 页。
- 杨小军, "中国新凯恩斯主义菲利普斯曲线的经验研究", 《统计研究》, 2011 年第 2 期, 第 13—18 页。
- Yu, J., R. de Jong., and L. Lee, "Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects when Both n and T are Large". *Journal of Econometrics*, 2008,146, 118-134.
- 曾利飞、徐建国、唐国兴, "开放经济下中国新凯恩斯混合菲利普斯曲线", 《数量经济技术经济研究》, 2006 年第 3 期, 第 76—84 页。
- 张成思, "中国通胀惯性特征与货币政策启示", 《经济研究》, 2008 年第 2 期, 第 33—43 页。

图表:

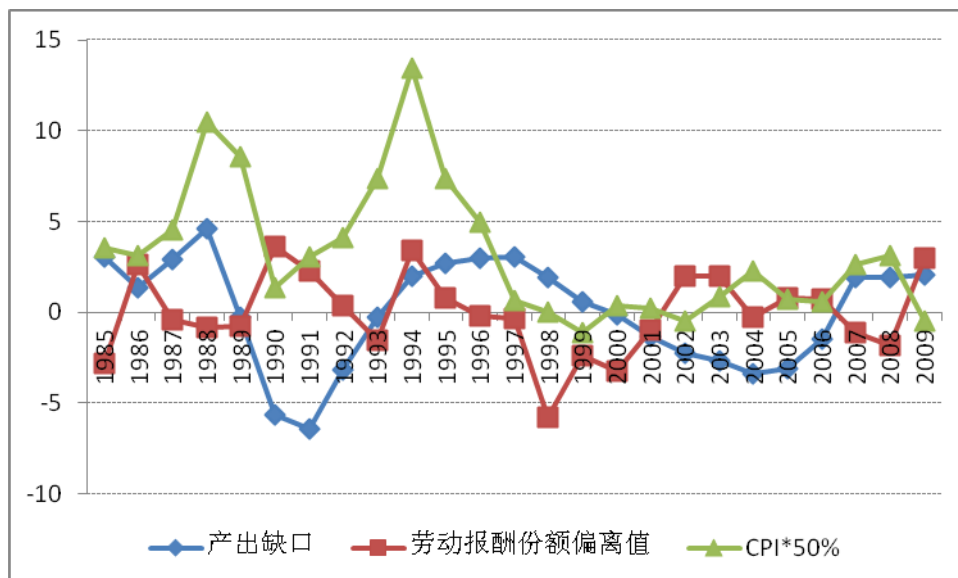


图 1 全国产出缺口、劳动报酬份额偏离值、CPI 走势图 (%)

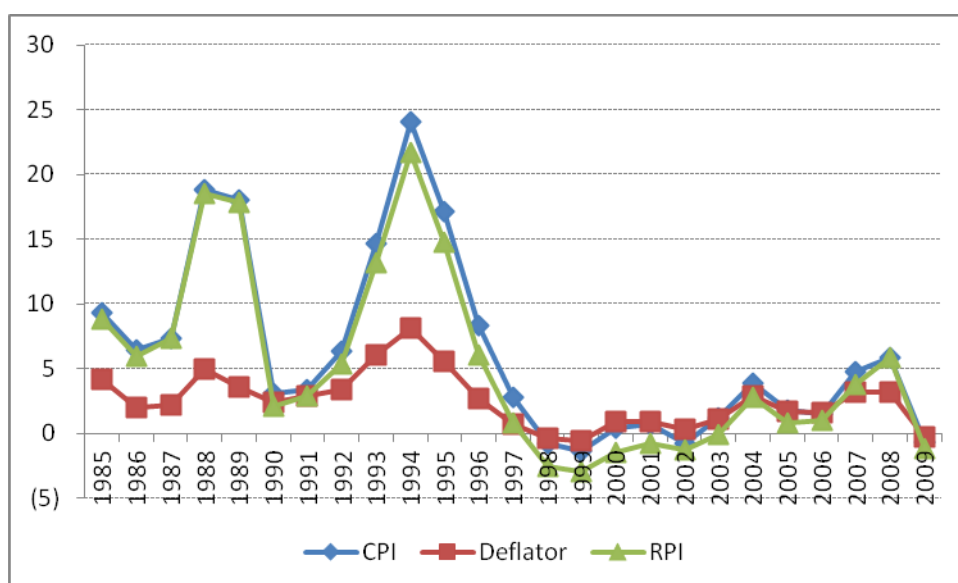


图 2 我国三种通胀指标走势 (%)

表 1 使用 QMLE 方法以及向前正交离差 GMM 方法参数估计值的性质

		经济地理空间权重矩阵 W_n^A					经济地理空间权重矩阵 W_n^B			
	θ_0		γ	β	λ	σ^2	γ	β	λ	σ^2
(1T)	θ_0^a	Bias	-0.0002	-0.0008	-0.0004	-0.0070	-0.0015	0.0006	-0.0013	-0.0085
		SD	0.0265	0.0393	0.0349	0.0555	0.0271	0.0393	0.0375	0.0542
		RMSE	0.0265	0.0393	0.0348	0.0559	0.0272	0.0393	0.0376	0.0548
(1D)	θ_0^a	Bias	0.0003	-0.0001	-0.0066	-0.0086	-0.0010	0.0011	-0.0075	-0.0106
		SD	0.0266	0.0393	0.0341	0.0554	0.0272	0.0393	0.0368	0.0541
		RMSE	0.0266	0.0393	0.0347	0.0560	0.0272	0.0393	0.0375	0.0551
(1G)	θ_0^a	Bias	-0.0242	-0.0055	0.12462		-0.0237	-0.0041	0.1325	
		SD	0.0437	0.0410	0.0900		0.0419	0.0400	0.0921	
		RMSE	0.0499	0.0413	0.1537		0.0481	0.0401	0.1614	
(2T)	θ_0^b	Bias	-0.0020	0.0008	-0.0039	-0.0067	-0.0010	-0.0011	-0.0017	-0.0080
		SD	0.0241	0.0384	0.0291	0.0569	0.0235	0.0391	0.0292	0.0556
		RMSE	0.0242	0.0384	0.0293	0.0572	0.0235	0.0391	0.0292	0.0561
(2D)	θ_0^b	Bias	0.0009	0.0021	-0.0119	-0.0025	0.0020	0.0002	-0.0106	-0.0044
		SD	0.0242	0.0385	0.0287	0.0568	0.0237	0.0392	0.0289	0.0555
		RMSE	0.0242	0.0386	0.0311	0.0568	0.0237	0.0392	0.0307	0.0557
(2G)	θ_0^b	Bias	-0.0774	-0.0195	0.1482		-0.0633	-0.01609	0.1501	
		SD	0.0404	0.0407	0.0622		0.0444	0.0397	0.0693	
		RMSE	0.0873	0.0451	0.1607		0.0773	0.0428	0.1653	

注：其中 $\theta_0^a = (0.2, 1, 0.2, 1)$ ， $\theta_0^b = (0.4, 1, 0.4, 1)$ 。T 代表 Transform 方法，D 代表 Direct 方法，G 代表向前正交离差 GMM 方法。

表 2 主要变量描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
CPI	居民消费价格指数增速	0.061862	0.065821	-0.03252	0.257738
RPI	零售物价指数增速	0.051935	0.06656	-0.05024	0.263902
Deflator	GDP 平减指数增速	0.051538	0.050219	-0.10844	0.21625
Labshare	劳动报酬份额	0.14778	0.049355	0.067938	0.321304
Tertiary	三产比重	0.357293	0.076626	0.178884	0.755303
Urban	城市零售额比重	0.593898	0.136373	0.325013	0.940896
Nonstate	非国有工业总产值比重	0.420924	0.20192	0.101165	0.891571
Govm	政府一般预算财政支出/GDP	0.141357	0.059708	0.049171	0.450165
Open	进出口总额/GDP	0.289158	0.457885	0.020664	3.717113
Automy	地方财政支出自主性系数	0.71303	0.098613	0.456465	0.934941
Investment	全社会固定资产投资/GDP	0.368182	0.129886	0.152697	0.89346
Loan	金融机构人民币信贷余额/GDP	0.922984	0.284916	0.242809	2.259688

表 3 实证结果（使用经济地理空间权重矩阵 W_n^A ）

被解释变量：通胀率 π_t

解释变量	CPI			RPI			Deflator		
	Transform	Direct	GMM	Transform	Direct	GMM	Transform	Direct	GMM
π_{t-1}	0.1768*** (5.12)	0.1774*** (5.14)	0.1386*** (2.66)	0.1898*** (5.54)	0.1903*** (5.56)	0.1530*** (2.72)	0.1703*** (4.44)	0.1705*** (4.46)	0.1660*** (3.86)
$E_t\pi_{t+1}$	0.0827*** (4.09)	0.0843*** (4.16)	0.0100 (0.44)	0.0783*** (3.85)	0.0783*** (3.85)	0.0253 (1.15)	0.1887*** (4.88)	0.1893*** (4.90)	0.0801** (1.97)
$W_t\pi_t$	0.4186*** (11.41)	0.4015*** (12.30)	0.6720*** (11.90)	0.4214*** (11.42)	0.4176*** (13.08)	0.6568*** (10.08)	0.0151 (0.35)	0.0402 (1.00)	0.0051 (0.08)
Gap	0.0176 (0.62)	0.0192 (0.68)	0.0306 (0.93)	0.0229 (0.80)	0.0241 (0.84)	0.0379 (1.28)	-0.0621 (-1.25)	-0.0608 (-1.23)	-0.0187 (-0.38)
Tertiary	-0.0440** (-2.25)	-0.0450** (-2.30)	-0.0554*** (-3.24)	-0.0662*** (-3.31)	-0.0667*** (-3.34)	-0.0763*** (-3.18)	-0.0121 (-0.35)	-0.0123 (-0.36)	-0.0804*** (-3.35)
Urban	-0.0035 (-0.24)	-0.0043 (-0.29)	-0.0209 (-1.63)	-0.0005 (-0.04)	-0.0009 (-0.06)	-0.0130 (-0.84)	-0.0405 (-1.57)	-0.0396 (-1.54)	-0.0828** (-2.34)
Nonstate	-0.0071 (-0.76)	-0.0073 (-0.78)	-0.0101 (-0.91)	-0.0112 (-1.18)	-0.0117 (-1.23)	-0.0092 (-0.77)	0.0180 (1.11)	0.0177 (1.09)	0.0202 (0.92)
Govm	0.0134 (0.45)	0.0148 (0.50)	-0.0055 (-0.16)	-0.0216 (-0.72)	-0.0206 (-0.69)	-0.0287 (-0.83)	-0.1049** (-2.03)	-0.1040** (-2.01)	0.0035 (0.05)
Open	-0.0029 (-1.07)	-0.0030 (-1.10)	-0.0020 (-0.59)	-0.0032 (-1.18)	-0.0032 (-1.18)	-0.0033 (-0.92)	-0.0106** (-2.23)	-0.0106** (-2.23)	-0.0116*** (-3.20)
Automy	-0.0264 (-1.13)	-0.0246 (-1.05)	-0.0347 (-1.32)	-0.0174 (-0.73)	-0.0164 (-0.69)	-0.0235 (-0.85)	0.0985** (2.38)	0.0977** (2.36)	0.0536 (1.31)
Investment	0.0049 (0.59)	0.0045 (0.55)	0.0061 (0.76)	-0.0041 (-0.49)	-0.0043 (-0.52)	-0.0077 (-0.72)	-0.0122 (-0.85)	-0.0122 (-0.85)	-0.0130 (-1.03)
Loan	-0.0048 (-1.22)	-0.0045 (-1.16)	-0.0066* (-1.81)	-0.0043 (-1.11)	-0.0041 (-1.04)	-0.0073 (-1.44)	-0.0005 (-0.09)	0.0007 (0.11)	0.0000 (0.00)

注：括号内为 t 值，*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。Transform 表示使用第三部分的 Transform 方法估计，Direct 表示使用 Direct 方法估计，GMM 表示使用向前正交离差 GMM 估计方法。估计方程包含个体效应和时间效应。

表 4 直接效应和间接效应（使用经济地理空间权重矩阵 W_n^A ）

	CPI			RPI			Deflator		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE	DE	IE	TE
π_{t-1}	0.1905	0.1136	0.3041	0.2048	0.1233	0.3280	0.1703	0.0026	0.1729
$E_t\pi_{t+1}$	0.0891	0.0532	0.1423	0.0844	0.0508	0.1353	0.1887	0.0029	0.1916

注：DE、IE 和 TE 分别代表直接效应、间接效应和总效应。