

贸易开放、地区市场规模与中国省际通货膨胀的波动性

郭峰、洪占卿*

摘要：利用 1976—2010 年我国内地 28 个省份的面板数据，本文实证考察了我国各省的贸易开放和地区市场规模对我国省际通货膨胀波动性的影响。我们根据新经济地理学中的市场潜力理论构造了地区市场规模指标，并通过多重工具变量两阶段最小二乘回归法有效处理了贸易开放的内生性问题。研究结果表明，地区市场规模扩大产生的竞争效应缓解了省际通胀波动；而贸易开放将各省置于外部冲击之下，从而放大了省际通胀波动。多个稳健性分析表明我们的实证结论具有较好的稳健性。

关键词：贸易开放、地区市场规模、通胀波动、工具变量

Trade Openness, Regional Market Size and Inflation Volatility in Provinces of China

GUO Feng^{1,2} HONG Zhanqing³

(¹ Shanghai Finance Institute, ² School of Economics, Fudan University

³ School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics)

Abstract: Using provincial panel data of China from 1976 to 2010, this paper empirically studies the effect of international trade openness and regional market size on inflation volatility at provincial level. We construct regional market size index based on the theory of market potential from the New Economic Geography, and apply multiple IV method to deal effectively with the endogeneity problem of international trade openness. As our study shows, the competition effect induced by the expansion of regional market size helps alleviating provincial inflation volatility, while international trade openness exposes provinces to more external shocks and thus leads to more inflation volatility. This finding is consistent under several robustness tests.

Keywords: Trade Openness, Regional Market Size, Inflation Volatility, IV Method

JEL Classification: E31, F43, R11

* 郭峰：上海新金融研究院、复旦大学经济学院 电子邮箱：guofengsf@163.com；洪占卿：上海财经大学经济学院 电子邮箱：adam.zhanqing.hong@gmail.com。

郭峰感谢上海新金融研究院的科研资助。作者感谢上海财经大学胡军博士、徐思远博士等对本文的建议。本文曾在 2012 年中国经济学年会、上海青年经济学者论坛、复旦大学博士生论坛上宣讲，感谢与会专家的评论。本文发表于《金融研究》2013 年第 3 期，发表时有较大删减，感谢匿名审稿人的建设性意见。文责自负。

一、引言

改革开放以来，伴随着经济的快速增长，我国经济表现出明显的周期波动。其中，通货膨胀的数次起伏尤其引人瞩目。但是在 1990 年代之后，我国的通货膨胀，无论是其水平，还是其波动性，均出现了明显的下降趋势。这一下降既与全球化深入发展中出现的全球经济“大缓和（Great Moderation）”同步（Bernanke, 2004; Rogoff, 2003; Bowdler 和 Malik, 2009），也和中国市场化改革和对外开放的持续推动相重合。有研究表明各省贸易开放不仅可以促进各省的经济增长（黄玖立和李坤望，2006；盛斌和毛其淋，2011）和全要素生产率增长（毛其淋和盛斌，2011），甚至还可以缓解各省的经济波动（洪占卿和郭峰，2012）。但贸易开放对各省的通胀波动有何影响？贸易开放是否也会对通胀波动产生类似的缓解效应？这是本文关注的第一个问题。

贸易开放是一地区扩大市场规模的重要手段，但不是唯一手段。中国持续推动的市场化改革，消除了各省之间的市场分割，加速了生产要素和劳动产品在不同地区之间的流动，在扩大了各地区的市场深度和广度的同时，也增加了各地市场的竞争程度。本省自身的经济规模以及各省与其他省份之间的经济往来均可能会对本省的通胀波动产生影响。在贸易开放对经济增长、全要素生产率、经济波动等的影响的研究中，现有文献发现各省的经济规模以及与其他省份的经济往来，与各省的贸易开放的功能是相似的（黄玖立和李坤望，2006；盛斌和毛其淋，2011；毛其淋和盛斌，2011；洪占卿和郭峰，2012）。那么在影响通胀波动时，各省的地区市场规模的效应是否与各省的贸易开放仍是相似的呢？这是本文关注的第二个问题。

通过对 1976-2010 年，特别是 1991-2010 年的我国省际面板数据的细致分析，我们发现虽然我国省际通胀波动的下降趋势和对外开放水平的提高同时出现，但是贸易开放放大了我国省际通胀波动。通过使用工具变量方法解决可能存在的内生性问题，并进行多种稳健性分析，我们的结论依然成立。另一方面，本文借鉴市场潜力（Market Potential）理论（Harris, 1954），构造了“地区市场规模”指标，并发现地区市场规模的扩大能够缓解省际通胀波动。由于处在统一的货币当局之下，地区市场规模的扩大所产生的竞争效应占主导，从而缓解了省际通胀波动。然而，贸易开放则将各省置于外部市场的冲击之下，导致更大的通胀波动。

本文余下安排为：第二部分为文献综述和理论准备；第三部分是计量模型和内生性处理方法；第四部分介绍我们的指标构造方法和数据；第五部分是我们的实证结果；最后一部分是简短的结论。

二、文献和理论准备

由于在宏观经济运行和社会福利中的巨大影响，通货膨胀的波动性受到了学界、业界以及政策制定者的广泛关注。通胀波动的加剧提高了对未来通胀预期的不确定性，而在一个往往以名义价格进行签约等市场活动的经济体中，这种不确定性会扰乱市场秩序，其危害可能还要高于通胀本身。通胀波动的危害在 Friedman（1977）等经典文献中已有论述，但近年来仍有诸多文献对其进行了讨论。例如，Elder（2004），Byrne 和 Davis（2004），

Jha 和 Dang (2011) 分别讨论了通胀波动对投资或者经济增长的危害, Narayan 等 (2009) 基于中国的实证研究也表明通胀波动不利于中国的经济增长。

改革开放之后, 特别是 1990 年代之后, 中国通货膨胀的波动性出现了明显的下降趋势。例如在 2006-2010 年, 虽然发生了经济过热和全球经济危机的热冷急转, 但中国通货膨胀 (以商品零售价格指数衡量) 的标准差仅为 2.7%, 显著低于 1991-1995 年的 7.6%^①。中国通货膨胀的波动性明显放缓的原因可能是多方面的。本文重点考察的是贸易开放和地区市场规模扩大对省际通胀波动的影响。

在全球经济“大缓和”的背景下, 在诸多考察贸易开放对经济波动 (Down, 2007; Cavallo, 2008; di Giovanni 和 Levchenko, 2009) 以及通胀水平 (Romer, 1993; Lane, 1997; Temple, 2002) 等影响的基础上, 一些文献也或粗或细地考察了贸易开放对通胀波动的影响。例如, Brahmhatt 和 Dadush (1996) 的初步分析表明, 在 1984-1993 年期间, 贸易开放度低的经济体的通胀标准差是贸易开放度高的经济体的两倍。Granato 等 (2006) 和 Bowdler 和 Malik (2009) 等人通过对跨国面板数据的系统分析, 发现贸易开放缓解通胀波动。Gruben 和 Mcleod (2004)、Aisen 和 Veiga (2008) 等人的简短讨论也得到了类似的结论。但是在 Rother (2004) 以及 Erhart 等 (2010) 的研究中, 贸易开放对通胀波动的影响是正向的或者不显著的。而 Bleaney 和 Fielding (2002) 年则发现贸易进口缓解通胀波动, 而贸易出口则放大通胀波动。秦朵和何新华 (2011) 也发现经济全球化可能缓解部分国家的通胀波动, 也可能放大另外一些国家的通胀波动。在对我国的研究中, 已有学者就贸易开放对通胀水平 (中国经济增长与宏观稳定课题组, 2008; 张成思, 2012) 以及经济波动的影响 (洪占卿和郭峰, 2012) 进行了考察。而李杰和庞皓 (2011) 则利用全国时间序列数据发现贸易开放缓解了我国的通货膨胀的不确定性。

现有文献在分析贸易开放对通胀波动的影响时, 一般均参考 Romer (1993) 的分析思路, 即贸易开放影响了货币政策当局的行为, 从而影响了国内的通胀水平或通胀波动。但是关于贸易开放水平提高时, 究竟使得货币当局在治理通胀时更加激进还是更加保守, 其实仍充满争议 (Cavelaars, 2009)。我们无意从货币政策当局的角度来研究贸易开放对通胀波动的影响。我们更加关注的是贸易开放所导致的经济体结构变化对通胀波动的影响。在这个渠道上, 贸易开放分别从以下两个方面对通胀波动产生不同的影响。

一方面, 市场规模扩大了一个地区市场的广度和深度, 提高了该地区的产品市场和劳动力市场的竞争程度。居民和企业在不同价格波动中的套利机会增多, 从而有助于平抑通胀波动。同时, 一个地区与其他地区及国外的经济往来越为频繁, 该地区越能通过外部市场消解由本地区内部冲击造成的通胀波动, 因此由本地区内部冲击造成的通胀波动就越小。此外, 该地区在市场规模扩大中依据比较优势形成的专业化分工也使得该地区的可贸易部门与其他经济部门相分离, 延缓了冲击在不同经济部门之间的传递, 从而起到平抑通胀波动的作用。

另一方面, 一个地区与其他地区, 特别是与其他国家的经济往来, 使得该地区暴露在外部市场的潜在冲击之下。与此同时, 贸易开放程度提高所带来的依据比较优势所形成的专业化分工也使得该地区更容易受到特定市场冲击的影响。因此贸易开放水平越高, 与其

^①根据 2011 年中国统计年鉴数据计算。

他地区的经济往来越多，整个国民经济越易遭受外部市场冲击的影响，从而放大本地区通胀的波动性。

由此可见，从总体上看，贸易开放水平的提高，在市场规模扩大、分工程度提高和竞争效应加强等方面对通胀波动的作用是不确定的，而贸易开放本身对货币政策当局的影响干扰了我们对这一作用的研究。事实上，目前关于贸易开放对通胀波动的研究基本集中在解释对货币政策当局行为的影响上，而甚少文献研究由贸易开放本身导致的经济结构变化对通胀波动的影响。本文使用我国省际面板数据，为研究这一问题提供了新的思路。由于各省均处在统一的货币当局之下，货币政策当局行为对各省的影响可以得到控制，从而使得我们可以更准确地评估各省贸易开放和地区市场规模所导致的市场规模变化、分工效用、竞争效应等对各省通胀波动的影响。在本文我们用实证模型来考察贸易开放对我国省际通胀波动的正面和负面影响何者更占优。

在研究贸易开放对通胀水平 (Lane, 1997)、经济波动 (Down, 2007)、通胀波动 (Bleaney 和 Fielding, 2002) 等的影响时，为避免遗漏变量偏误，经济规模 (以 GDP、人口或地域面积等来衡量) 往往作为一个控制变量进入研究视角。然而，我们并没有发现系统考察经济规模对通胀波动影响的文献。在一些粗略涉及到经济规模对通胀波动影响的实证文献中，Bleaney 和 Fielding (2002) 发现经济规模缓解通胀波动。此外，尽管有文献研究发现我国各地区的通货膨胀具有一定的空间相关性 (胡军和郭峰, 2012)，同时改革开放后我国各地区间经济周期的协同性增加 (黄玖立等, 2011)，且各省之间的贸易潜力缓解了各省的经济波动 (洪占卿和郭峰, 2012)，但国内尚无文献系统考察市场规模对通胀波动的影响。

与跨国经验研究不同的是，对一国内部的各个地区而言，市场规模的扩大不仅仅限于本省经济自身的增长，并且也应包括来自其他省份的需求。由于各省处于统一的货币区之内，商品和要素能够自由流动，各个地区面临外部冲击所形成的周期基本同步 (黄玖立等, 2011)，否则，波动不平衡引起的区域报酬差异将诱发地区套利行为。因此本省与其他地区的经济往来也可以视作本地区市场规模的扩大。根据 Harris (1954) 的“市场潜力 (Market Potential)”理论，某地区的市场潜力，与其他地区的市场容量呈正比，与其它地区到本地区的运输成本 (如距离) 呈反比。市场潜力理论在研究地区间经济互动时得到了广泛应用 (如 Redding 和 Venables, 2004; Hanson, 2005)。在缺乏衡量我国国内各地区市场一体化的有效方法的情况下，市场潜力已成为各地区潜在经济往来的替代指标 (赵永亮和才国伟, 2009)。在研究我国地区市场规模 (潜力) 对地区经济增长的影响时 (黄玖立和李坤望, 2006; 潘文卿, 2012)，以及在研究各省之间的贸易潜力对省际经济波动的影响时 (洪占卿和郭峰, 2012)，均采用了此方法。本文借鉴了这一做法构造“地区市场规模”指标，用以衡量各省 (潜在) 的市场规模。

当然，我们也应该注意到，除了贸易开放和市场规模，还有很多影响通胀波动的因素，如各国的政治和社会结构 (Aisen 和 Veiga, 2008)、央行的独立性 (Cukierman 等, 1992; Erhart 等, 2010)、汇率体制 (Bleaney 和 Fielding, 2002)、就业市场制度 (Campolmi 和 Faia, 2011) 等都会对各国的通胀波动产生一定的影响。通过研究中国的省际数据，我们能够在一个统一的宏观背景下考察不同的贸易开放和地区市场规模对通胀波动的不同影响，

而同时又可以控制各种制度、宏观经济环境和其他不可观测的总体效应的干扰，从而得到更可靠的结论。此外，从数据本身来看，基于省际面板数据的研究也可以克服我国市场经济时间较短的局限，提高估计和检验统计量的自由度，增加分析结论的可靠性。

三、计量模型和内生性处理

本文重点考察贸易开放和地区市场规模对我国省际通胀波动的影响。因此，我们可以建立如下实证模型：

$$INFVOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 OPEN_{i,t} + \beta_2 RMS_{i,t} + \gamma \cdot X_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，下标 i 和 t 分别表示省份和时间段， $INFVOL$ 为被解释变量通胀波动， $OPEN$ 和 RMS 分别为贸易开放水平和地区市场规模。另外， X 代表了下面我们要描述的几个控制变量， α_i 是不可观测的省际效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

研究贸易开放和宏观经济关系最大的挑战是内生性问题。在我国的一些相关研究中，贸易开放水平和经济增长（黄玖立和李坤望，2006；盛斌和毛其淋，2011）、生产率增长（毛其淋和盛斌，2011）、经济波动（洪占卿和郭峰，2012），甚至与环境污染（李锴和齐绍洲，2011）之间，都得到无法拒绝存在内生性的检验结论，因此我们相信贸易开放和通胀波动之间也可能存在内生性问题。具体而言，内生性可能表现在以下几个方面：（1）联立性。联立性的本质就是解释变量连带地由因变量决定，也即反向因果关系，宏观经济运行和贸易开放即便相关，也不能轻易下结论说是贸易开放影响了宏观经济运行，因为可能恰恰相反，是宏观经济运行的变化导致了贸易开放水平的变化。（2）遗漏变量。在通胀波动回归方程中可能会遗漏制度和总体宏观环境等有关的变量。在实际建模过程中无法将解释变量全部列出。在这样的情况下，遗漏变量的影响就被纳入了误差项中，在该遗漏变量与其他解释变量相关的情况下，就引起了内生性问题。（3）测量误差。Frankel 和 Romer（1999）认为贸易依存度是经济开放的一个较差的、噪音很大的代理变量，贸易依存度并不能完全反映贸易开放的变动，使用贸易依存度作为贸易开放的代理变量有很大的测量误差。

严重的内生性可能会使得最小二乘估计有偏和非一致。通常的改进方法是寻找一个与贸易开放水平高度相关，但与宏观经济运行不相关的变量来作为贸易开放水平的工具变量。跨国经验分析中普遍采用 Frankel 和 Romer（1999）提出的“引力模型（Gravity Model）”，即用地理因素等构造工具变量预测双边潜在贸易流量，进而推算出各国理论上的贸易开放水平。黄玖立和李坤望（2006）构造了各省到海岸线的距离的倒数即海外市场接近度（ FMA ）作为各省贸易开放水平的工具变量。毛其淋和盛斌（2011）、李锴和齐绍洲（2011）等人在各自研究中也延续了这一做法。因此在本文我们沿用此方法来处理贸易开放水平对经济波动的内生性问题。具体而言，取各省省会到海岸线距离的倒数（乘以100）作为海外市场接近度。记沿海省份到海岸线距离为其内部距离 $D_{i,i}^{\text{①}}$ ，而内地省份到海岸线距离为其到最近的沿海省份的距离加上该沿海省份的内部距离。假定 Z 为沿海省份的集合，则第 i 省份的海外市场接近度表示为

^①根据 Redding 和 Venable（2004）的方法，各省的内部距离根据公式 $D_{i,i} = \frac{2}{3} \sqrt{s_i / \pi}$ 计算，其中 s_i 为第 i 省份的陆地面积。

$$FMA_i = \begin{cases} 100 \times D_{i,i}^{-1} & i \in Z \\ 100 \times (\min_j D_{i,j} + D_{k,k})^{-1} & i \notin Z, j, k \in Z, k = \arg \min_j D_{i,j} \end{cases} \quad (2)$$

一个合格的工具变量一般要具备两个条件，其一要与内生变量之间具有相关性；其二是与模型残差项的无关性。海运是当代对外贸易运输的主要形式，从节约运输成本的角度看，各省越接近海岸线就意味着越接近国外市场，因此海外市场接近度与各省的贸易开放密切相关；而由于地区和国家间的地理特征是独立于经济运行的，因而地理特征对通胀波动来说具有严格外生性。

此外，在大样本的情况下，增加工具变量通常会得到更加有效的估计结果（Wooldridge, 2002），有鉴于此，参考毛其淋和盛斌（2011）的做法，我们选取 1975 年各省市的经济开放度 *OPEN75* 作为贸易开放的另一个工具变量，并采用多重工具变量两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计。如果贸易开放度在实施开放政策之前就较高，那么说明这些地区具有某些天然的对外贸易的优势，而这对随后的贸易开放也会重要影响，因此满足相关性；而 1975 年的贸易开放度是历史上的数据，不会对当前的通胀波动产生显著影响，因此也满足外生性。

需要注意的是，*FMA* 和 *OPEN75* 是两个非时变变量，需要用某个与贸易开放水平相关的变量来将其调整为时变变量。黄玖立和李坤望（2006）、毛其淋和盛斌（2011）选用了官方汇率，而我们选择人民币实际有效汇率（*REER*）而非官方汇率来调整它们。实际有效汇率更能反映我们进出口的相对成本，并且它拥有比官方汇率更大的时变性，因此是更合适的变量。具体地，贸易开放水平的工具变量为 *FMA* 和 *OPEN75* 与 *REER* 分别的交互项。用两者交互项而非两者本身作为工具变量是出于固定效应回归的考虑。在固定效应回归中，使用非时变的工具变量不能得到有意义的估计结果。

四、指标和数据

（一）被解释变量：通胀波动

最常见的衡量一地区通胀水平的指标有居民消费价格指数（CPI）、商品零售价格指数（RPI），以及GDP平减指数（Deflator）。这三个指标各有优劣（徐强，2006）。本文我们采用RPI^①，并用其增速的五年标准差作为被解释变量通胀波动（*INFVOL*），这是现有文献的标准作法（Bleaney和Fielding，2002；Granato等，2006；Bowdler和Malik，2009；秦朵和何新华，2011）^②。我们从 1976 年开始，计算每五年的通胀波动，这一时间窗口大体也和我国“五年规划（计划）”相重合。

如图 1 所示，总体而言，我国各省的通胀波动有先上升后下降的趋势，这与我国的经济波动持续下降的趋势不同（洪占卿和郭峰，2012）。此外，各地的通胀波动水平也有一定的差异，例如即便在我国省际经济周期出现较大协同性的 2006-2010 年（黄玖立等，

^①尽管目前 CPI 相对更为常用，但是我国各省在 1980 年代中期才开始公布 CPI 数据。下文从 1991 年开始的重点分析中，我们也使用 CPI 和 GDP 平减指数作为通胀的衡量指标进行稳健性分析。

^②需要说明的是，在很多跨国实证研究中（如 Aisen 和 Veiga，2008；Bowdler 和 Malik，2009）往往对通胀的标准差进行对数修正，以缓解恶性通胀等极端值的影响。而在我们的中国省际面板数据研究中，这一问题并不严重，因此为了进行更直观的分析，我们仍使用通胀标准差作为通胀波动指标。尽管修正后的结果也大体一致。

2011)，通胀波动最高的省份广西的RPI的标准差（4.09%）仍是最低的省份四川（1.78%）的2倍多^①。

（此处插入图1）

（二）核心解释变量：贸易开放水平和地区市场规模

贸易开放水平：我们用进出口总额与GDP的比值，即贸易开放度（*OPEN*）作为衡量各省贸易开放水平的指标。其中进出口总额根据当年人民币兑美元汇率年度均值折合为人民币。

地区市场规模：根据新经济地理学的“市场潜力”理论（Harris, 1954; Redding 和 Venables, 2004; Hanson, 2005），某一省份的潜在市场容量可视为一个空间加权平均值，该指标与各省的市场容量成正比，与各省到该省的运输成本（如距离）成反比。黄玖立和李坤望（2006）、潘文卿（2012）在研究市场规模和深度对经济增长的影响时，各自构造了各省“地区市场规模（市场潜能函数）”指标，该指标与其它省份GDP呈正比，与其它省份到本省的距離呈反比。借鉴这一方法，我们构造“地区市场规模（*RMS*）”指标：

$$RMS_{i,t} = \left(\sum_{j \neq i} GDP_{j,t} / D_{j,i} \right) + GDP_{i,t} / D_{i,i}, \quad (3)$$

其中， $GDP_{j,t}$ 是j省t年的国内生产总值， $D_{j,i}$ 为j省省会和i省省会的距离。需要注意的是，根据我们的研究目的，并参考黄玖立和李坤望（2006）的做法，在构造地区市场规模指标时，我们包括了该省自身的GDP（并以该省内部距离作为权重）^②，这样处理的一个后果是地区市场规模可能存在一定的内生性问题（Mayer, 2009）。为了缓解此内生性问题，我们在下文分析时取地区市场规模的窗口期初值作为解释变量。

（三）控制变量

在贸易开放水平和地区市场规模之外，影响省际通胀波动的因素可能还有很多。因此，参照现有文献的标准做法，我们在这两个最主要的解释变量之外，引入了多个控制变量，包括：（1）产出缺口波动（*GAPVOL*）=实际GDP（对数值）HP滤波后残差项的标准差。根据经济理论，由于反映了总需求的影响，产出缺口与通胀有一定的相关性，产出缺口的波动可能对通胀的波动产生一定的影响（Rother, 2004）。（2）政府财政波动（*GOVVOL*）=政府一般预算支出/GDP的五年标准差。我们加入政府财政波动，是为了控制由政策波动所导致的通胀波动。（3）产业结构：产业结构被认为影响经济波动特征的重要因素（Arezki 等, 2011; 干春晖等, 2011）。鉴于更精细的产业数据难以获得，我们参考干春晖等（2011）的做法，利用三次产业的增加值和就业人员数据构造“产业结构合理化（*Rationalization of Industrial Structure, RIS*）”指标。具体而言，

$$RIS_{i,t} = \sum_{l=1}^3 \left(\frac{Y_{i,l,t}}{Y_{i,t}} \right) \ln \left(\frac{Y_{i,l,t}}{L_{i,l,t}} / \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}} \right), \quad (4)$$

^①根据2011年各省统计年鉴数据计算。

^②在包含自身GDP的情形下，也有文献称之为“市场获得（Market Access）”（Redding 和 Venables, 2004; 许德友, 2012）。这里我们沿用黄玖立和李坤望（2006）的叫法，但需要注意的是，所谓“地区市场规模”其实仅仅是一个“潜在”的市场规模。

其中, $Y_{i,l,t}$ 和 $L_{i,l,t}$ 分别表示第 t 年第 i 省的第 l 次产业的增加值和就业人数, $Y_{i,t}$ 和 $L_{i,t}$ 分别表示第 t 年第 i 省的 GDP 和总就业人数。(4) 金融发展 (FIN) = 金融机构人民币信贷余额/GDP。居民和企业可以利用金融市场平滑消费, 从而缓解通胀波动, 另一方面由于“金融加速器”的作用, 金融发展也可能在经济繁荣时助涨物价, 而在经济下行时助跌物价, 从而放大通胀波动。因此我们将金融发展作为一个控制变量, 考察其是否对通胀波动有影响。

(5) 固定资产投资规模 (INV) = 全社会固定资产投资/GDP。投资在经济中扮演了重要的角色, 特别是在中国, 投资是政府调控经济的重要手段, 因而也可能是影响通胀波动的因素。(6) 非国有化水平 ($NONSOE$) = 非国有工业总产值/工业总产值。市场化改革是中国近三十年以来与对外开放相并列的重要特征。市场经济条件下的经济运作方式与计划经济时代存在显著的不同, Aisen 和 Veiga (2008) 发现一国的经济自由度越高, 通胀波动越小。因此加入这个控制变量也是非常必要的。

(四) 数据说明

本文数据基本来自《新中国 60 年统计资料汇编》, 除了以下几项: (1) GDP 及三次产业增加值自 2005 年起以及商品零售价格指数、固定资产投资、财政支出、进出口贸易、贷款余额、就业人员自 2008 年起的数据来自各省 2010、2011 年统计年鉴; (2) 工业总产值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; (3) 人民币实际有效汇率来自国际货币基金组织国际金融统计数据库 (International Financial Statistics, IFS)。

为了和通胀波动指标相匹配, 我们均以五年期窗口计算各个变量, 通胀波动、产出缺口波动、财政波动为五年标准差, 地区市场规模采用五年窗口的期初值的对数值 (2006 年、2001 年等), 而其他变量基本均为取对数后的五年均值^①。由于本文欲研究贸易开放和地区市场规模对通胀波动的长期影响, 且通胀波动的计算需要一个时间窗口, 因此本文数据包含了除重庆、海南和西藏以外我国内地 28 个省的 1976—2010 年的数据^②。主要变量的变量说明和描述性统计见表 1。另外, 表 2 列示了各个解释变量之间的相关系数, 所有相关系数的绝对值均低于 0.71。进一步考察方差膨胀因子 (Variance Inflation Factor, VIF), 我们发现所有解释变量的方差膨胀因子均小于 5.1, 在可接受范围之内, 因此本文解释变量之间不存在严重的多重共线性问题^③。

(此处插入表 1、表 2)

最后, 为了直观起见, 图 2 和图 3 分别显示了各省的贸易开放及地区市场规模与各省通胀波动之间关系的二维散点图以及拟合趋势线。从中我们不难看出, 贸易开放与通胀波动弱正相关, 而地区市场规模与通胀波动负相关。当然, 更有意义的结论还有待于下文严格的计量分析才能得到。

^①唯一例外的是产业结构合理化指标 RIS 。由于 RIS 在计算过程中已经做了对数处理, 因此我们直接对其取五年均值。

^②由于时间窗口选择的考虑, 我们的研究起点设在了 1976 年, 而不是改革开放的起始之年 1978 年。对 1980 年之前缺失的部分数据, 我们利用少于五年的时间窗口计算 1976—1980 年的均值。为了提高样本容量, 我们保留了这一时间段。但是去掉这一时间段的数据后的回归结果基本不变。另外, 我们通过插值法求得少部分缺失更多的数据。

^③根据经验法则, 如果最大的方差膨胀因子 $VIF = \max\{VIF_1, VIF_2, \dots, VIF_n\} \leq 10$, 则表明不存在多重共线性。

(此处插入图 2、图 3)

五、实证结果

由于本文的实证分析时间跨度非常大，因为在进行实证分析之前，我们需要检验本文所使用的面板数据是否平稳，平稳性是下文各个计量分析的前提^①。为此，我们参考李子奈和叶阿忠（2012）等文献，对所有的相关变量进行了单位根检验。根据Levin-Lin-Chu（LLC）、Im-Pesaran-Shin（IPS）、Augmented Dickey-Fuller（ADF）三种面板单位根检验的结果（表 3），我们发现所有变量均不存在面板单位根，均为平稳变量。

(此处插入表 3)

对面板数据而言，模型(1)中的 α_i 是不可观测的省际差异，可能与模型的其他解释变量相关。如果将 α_i 和 $\varepsilon_{i,t}$ 一起简单地看作是模型的误差项，模型的解释变量有可能存在内生性问题，通常的最小二乘回归可能是非一致的。对于由 α_i 和模型其他解释变量相关所造成的内生性，通常的做法是采用去组间均值得到固定效应模型，从而在新的模型中消掉非时变的 α_i 。如果 α_i 与模型其他解释变量不相关，则可以采用随机效应模型。这里我们采用控制了省际差异的固定效应模型。无论 α_i 是否与模型的其他解释变量相关，固定效应模型的参数估计量总是一致，而当 α_i 与模型的其他解释变量不相关时，随机效应模型能够得到比固定效应模型更有效的参数估计量，因此选择固定效应还是随机效应需要检验。在下文中我们通过 Hausman 检验验证了固定效应模型设定的合理性。

(一) 初步结果和解释

(此处插入表 4)

我们首先用面板普通最小二乘法来进行分析。为了克服各省之间可能存在的异方差，本文所有回归均对估计参数的标准误进行了White异方差修正。面板设定F检验在 1%的显著性水平上拒绝了模型无个体效应的原假设，表明使用混合最小二乘回归是不恰当的。稳健Hausman检验在 1%的显著性水平上拒绝了随机效应估计有效的零假设，因此我们应该使用固定效应回归^②。

作为对比，我们将不含控制变量的回归结果列于表 4 第（1）列。从第（1）列我们可以看出，贸易开放水平的提高放大省际通胀波动，而地区市场规模扩大则缓解省际通胀波动，而且两者的作用均在 1%的水平上显著。而表 4 第（2）列显示，在添加了若干控制变量之后，贸易开放水平和地区市场规模对省际通胀波动影响的方向和显著性没有变化。在影响力上，贸易开放水平对通胀波动的放大作用略有下降，而地区市场规模对通胀波动的缓解作用甚至有所提高。

在控制变量方面，产出缺口波动系数为正，说明实体经济的波动程度越高，省际通胀波动性也越高，产出缺口波动的显著性较差，这与产出缺口在影响通胀水平上的不显著是一脉相承的（胡军和郭峰，2012）。政府财政规模波动对通胀波动的显著正向影响说明财政政策的不稳定是通胀不稳定的重要原因。与干春晖等（2011）的结论一致，产业结构的

^①此处感谢匿名审稿人的建议。

^②由于我们对估计参数的标准误做了 White 异方差修正，因此传统 Hausman 检验此时并不适用。我们参考 Wooldridge（2002）的做法构造了稳健 Hausman 检验。

合理化，有利于缓解通胀波动，且作用显著，这说明产业结构的确是影响通胀波动的重要原因。而金融发展对通胀波动有显著的正向影响，这说明反映金融深化程度的信贷在经济中的高比重可能不利于该地区物价的平稳运行。非国有化水平和投资规模对通胀波动均有正向影响，但是并不显著。

在上面的面板普通最小二乘估计中我们采用了固定效应估计。固定效应估计可以有效地剔除不可观测的省别效应，因此解决了这些省别效应与模型的随机扰动项相关所产生的内生性问题。在第三节中我们详细论述了贸易开放可能存在内生性的问题。贸易开放度作为时变变量，其内生性问题无法通过固定效应回归消除。严重的内生性问题会导致模型系数估计不一致。运用第三节中所构造的工具变量，下面我们采用面板两阶段最小二乘回归来估计我们的模型。

选择工具变量的两个主要考虑是该工具变量要严格外生性，以及该工具变量与内生变量要具有相关性。从严格外生性角度来看，我们构造的贸易开放度的工具变量是由地理因素、改革开放前的贸易开放水平等因素共同决定的，因而满足这个条件。另一方面，工具变量与内生变量的相关性关系到估计的一致性和推断的效率。Staiger 和 Stock (1997) 指出，应用两阶段最小二乘方法时应该报告第一阶段的 F 统计值。若要判定工具变量与内生变量之间的相关性可以保证两阶段最小二乘方法的合理进行，该统计值通常应该大于 10。以工具变量、 RMS 和控制变量对 $OPEN$ 进行的稳健固定效应回归（第一阶段回归）的 F 统计值是 47.93，符合 Staiger 和 Stock (1997) 中所提出的要求。

表 4 第 (3) 列报告了两阶段最小二乘的回归结果。Durbin-Wu-Hausman 内生性检验在 1% 的显著性水平上拒绝了解释变量没有内生性的零假设，从而说明我们采用工具变量处理内生性问题的做法是合理的^①。对比表 3 第 (2) 列的固定效应回归我们可以发现，面板两阶段最小二乘回归一方面保持了贸易开放度、地区市场规模对省际通胀波动影响的方向和显著性（两者仍在 1% 的水平上显著），另一方面也纠正了贸易开放度和地区市场规模在影响通胀波动上的低估，贸易开放度和地区市场规模的系数的绝对值均显著增加。

以上的分析时间跨度为 1976—2010 年，涵盖了我国整个改革开放时期。但是我们知道我国的对外开放和区域整合真正大幅度提高是 1990 年代才开始的。而图 1 也显示，我国的省际通胀波动也是从 1990 年代才开始显著放缓。因此，我们上文得到的贸易开放放大通胀波动的结论是否在将时间跨度限定在 1990 年代之后时依然成立，则需要我们重点考察。因此，为了得到更稳健和更具有实际价值的结论，我们针对 1991-2010 年的时间段进行回归，结果列于表 4 第 (4) 列。我们可以看到，贸易开放和地区市场规模对通胀波动影响的方向依然不变，且均仍在 1% 的水平上显著。因此，即便在 1990 年代之后我国省际通胀波动大幅放缓的背景下，贸易开放依然是放大通胀波动的，而地区市场规模则仍可以缓解通胀波动。

以上的分析结果需要进行直观的解释。如上文所述，贸易开放和地区市场规模对通胀波动存在正负两方面影响。一方面贸易开放扩大市场规模和深度，缓解由内部冲击导致的通胀波动，因为更大的市场规模和深度意味着更多的套利机会。另一方面，贸易开放使得

^①下文的回归分析中，除了 GDP 平减指数作为通胀指标时，无法通过 DWH 检验外，其他回归均至少在 10% 的显著水平上通过该检验。

该地区暴露于外部冲击之下，贸易开放水平越高，受到外部冲击影响的可能性就越高。而贸易开放对通胀波动的放大作用超过了缓解作用，说明在经济全球化时代，随着我们贸易开放水平的提高，来自外部的冲击成为中国物价不稳定的重要导因。随着对外开放程度的提高，商品和资本流动规模扩大，巨大的贸易赤字和国内缺口可以通过资本和金融账户弥补，经济全球化导致通货膨胀对国内产出缺口的敏感性下降。有研究显示目前国外产出缺口对中国通胀的影响，甚至可以超过国内产出缺口的影响（张成思，2012）。

而与贸易开放放大省际通胀波动不同，地区市场规模扩大则有利于缓解省际通胀波动。根据我们“地区市场规模”的构造方法，本地区和其他省份的经济总量越大，本地区内部距离或与其他地区距离越小，则地区市场规模越大。而地区市场规模越大，则意味着买卖双方面临的市场竞争程度越高，套利行为越方便。某一领域导致的冲击，可以迅速被其他领域的因素所消化；而更大的市场规模也表明，某一领域的冲击对整体经济的影响越小。总之，地区市场规模越大，地区通胀波动越低。地区市场规模和贸易开放对通胀波动的不同影响反映了两者所处的不同环境，本省和其他省份处于同一个货币当局之下，因此地区市场规模的扩大对通胀波动的缓解作用超过了放大作用，而贸易开放则恰恰相反。

（二）稳健性分析

为了保证我们的估计结果的可靠性，本小节我们从以下几个角度对我们上面的基本回归结果进行稳健性分析。此外，在稳健性分析中，我们将以表 4 第（4）列作为对比分析的基准模型，即我们将重点分析 1990 年代之后的情形^①。

（1）工具变量构造的稳健性。使用海岸线的距离作为衡量海外市场接近度的指标并不是唯一的选择，有部分文献选择各省省会到香港和上海这两个主要港口的最短距离作为另一个衡量海外市场接近程度的指标，如 Wei 和 Wu（2001）、陈敏等（2007）。使用到主要港口的最短距离考虑到了贸易开放的集聚效应，但是会低估某些距离海岸线和次要港口较近而距离香港和上海较远的省份（如辽宁、山东、福建）的海外市场接近度。此外，随着时间的推移，改革开放前存在的贸易开放天然优势与现今贸易开放之间的相关性越来越弱，因此我们也使用贸易开放滞后两期，即 10 年前的贸易开放水平来作为另一个工具变量。使用新的工具变量的回归结果列于表 5 第（1）列。此时贸易开放度和地区市场规模对通胀波动影响的方向和显著性与基准模型一致，而两者系数的绝对者略有提高，这说明我们所构造的工具变量是非常稳健的。

（2）不同的通胀衡量指标。在我们重点分析的 1991-2010 年时间跨度内，除商品零售价格指数之外，可选的通胀衡量指标还有 CPI 和 GDP 平减指数。CPI 与 RPI 的测度范围相对较近，相关系数也较高，而 GDP 平减指数测度的通胀涵盖了整个经济范围（徐强，2006）。我们利用 CPI 和 GDP 平减指数的标准差作为衡量通胀波动的指标，回归结果列于表 5 第（2）-（3）列。相对于基准模型，在以 CPI 作为通胀指标时，贸易开放度和地区市场规模对通胀波动的影响的方向不变，并且仍至少在 5% 的水平上显著。这说明我们的通胀波动衡量指标是稳健的。而以 GDP 平减指数作为通胀衡量指标时，尽管贸易开放度和地区市场规模系数的方向依然与 RPI、CPI 作为通胀指标时相一致，但它们均不显著。GDP

^①事实上，我们也进行了全样本的回归。我们此处得到的稳健性结论在全样本回归中，完全成立。全样本回归结果可向作者索取。

平减指数与 RPI 和 CPI 指标最主要的差异在于“与投资相关的价格水平”在 GDP 平减指数中具有更高的比重，使其具有更强的地方属性，从而与其他地区和国家的关系相对较弱。这也验证了徐强（2006）、胡军和郭峰（2012）等人的结论。

（3）关键解释变量构造的稳健性。除了常见的用进出口贸易总额在 GDP 中的比重作为贸易开放指标外，还可以利用出口总额/GDP（即出口开放度，*EXPORT*），以及进口总额/GDP（即进口开放度，*IMPORT*）作为贸易开放水平的度量指标。表 5 第（4）-（5）列分别报告了出口开放度和进口开放度作为贸易开放指标时的回归结果。我们可以看到，此时贸易开放水平和地区市场规模的系数的方向和基准模型一致，且至少在 5%的水平上显著。这说明我们选择的贸易指标是适宜的。此外，由于中部省份较其它省份的距离相对更短，前文(4)式的地区市场规模计算方法可能高估中部省份的地区市场规模。因此我们构造另一个地区市场规模指标，用以检验模型的稳健性。两个指标的不同之处在于，第二种指标不是选取所有其它省份，而是仅选取相邻最近的五个省份来计算该省的地区市场规模。表 5 第（6）列报告了此时的回归结果。我们发现，此时贸易开放度和地区市场规模的系数估计的方向、显著性均与基准模型完全一致。这说明我们的结论对于地区市场规模的指标选取是高度稳健的。

（4）剔除异常样本点后的稳健性。一方面我国不同地区的经济社会发展很不平衡，对外开放水平也存在极大差异。另一方面我们构造的省际地区市场规模容易高估中部省份的市场规模。因此，为了检验本文的主要分析结果是否受到这些极端样本点的影响，我们分别将贸易开放度和地区市场规模最高和最低的省份剔除，最终得到 24 个省的样本^①。对这些样本重新进行回归，结果如表 5 第（7）列所示。此时我们最关心的核心解释变量的方向和显著性，甚至系数绝对值大小均与基准模型非常相近。我们的模型在剔除极端值的影响后也是稳健的。

（此处插入表 5）

六、结语

地区市场规模的扩大包括贸易开放，拓展了一个地区的市场深度和广度，提高了市场的竞争程度，增加了套利机会。同时，一地区与其他地区，特别是与国外的贸易往来使得该地区更加暴露于外部冲击的影响下，因而会对该地区通货膨胀的波动性产生影响，但影响的方向不能先验确定。本文利用 1976—2010 年，并重点考察 1991-2010 年我国 28 个省的面板数据，实证分析了各省贸易开放和地区市场规模对我国省际通货膨胀波动性的影响。

本文根据新经济地理学中的市场潜力理论，构造“地区市场规模”这一指标，来反映本省（潜在的）地区市场规模，并通过工具变量有效处理了贸易开放的内生性问题。本文的实证研究发现，各省的贸易开放放大省际通胀波动，而地区市场规模的提高则可以缓解省际通胀波动。多个稳健性分析表明我们的实证结论具有较好的稳健性。

一方面贸易开放扩大市场规模和深度，缓解由内部冲击导致的通胀波动，因为更大的市场规模和深度意味着更多的套利机会。另一方面，贸易开放使得该地区暴露于外部冲击之下，贸易开放水平越高，受到外部冲击影响的可能性就越高。而贸易开放对通胀波动的

^①剔除的四个省份分别为北京、贵州、上海、新疆。

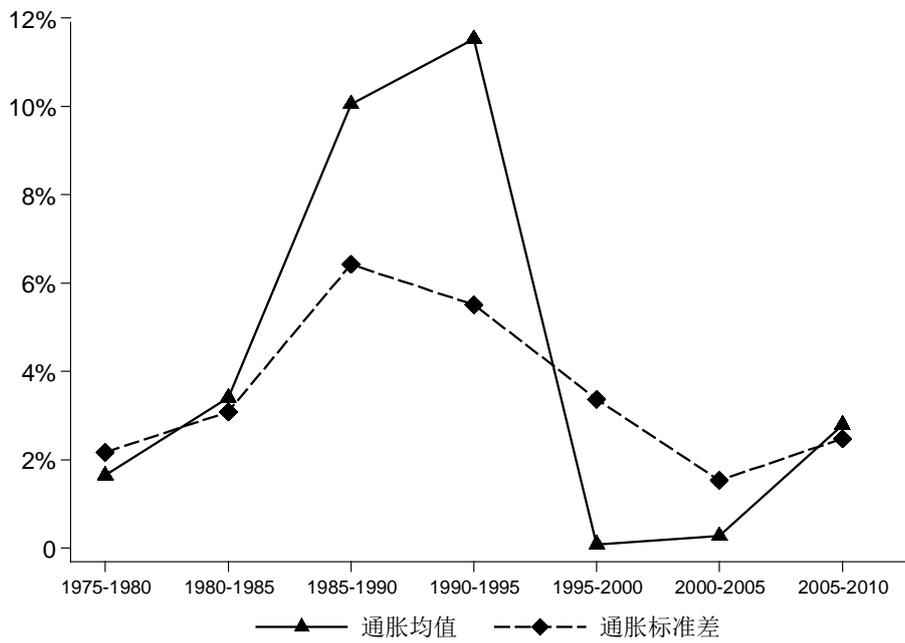
放大作用超过了缓解作用，说明在经济全球化时代，随着贸易开放水平的提高，来自外部的冲击成为中国物价不稳定的重要导因。这也说明贸易开放虽然有利于促进我国经济增长和生产率的提高，但我们需要注意的是克服贸易开放对我国通胀运行的平稳性的负面影响。而地区市场规模越大，则意味着买卖双方面临的市场竞争程度越高，套利行为越方便。某一领域导致的冲击，可以迅速被其他领域的因素所消化；而更大的市场规模也表明，某一领域的冲击对整体经济的影响越小。这再次提醒我们，为了促进我国经济的平稳运行，应统筹兼顾，消除地方市场壁垒，促进国内市场一体化发展，以有效应对可能的外部冲击。

参考文献

- [1] 陈敏、桂琦寒、陆铭和陈钊，2007，《中国经济增长如何持续发挥规模效应？——经济开放与国内商品市场分割的实证研究》，《经济学（季刊）》第7卷第1期125-150页。
- [2] 干春晖、郑若谷、余典范，2011，《中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响》，《经济研究》第5期4-16页。
- [3] 洪占卿和郭峰，2012，《国际贸易水平、省际贸易潜力和经济波动》，《世界经济》第10期44-65页。
- [4] 胡军和郭峰，2012，《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》，上海新金融研究院讨论稿，No. SFI2012WP05。
- [5] 黄玖立和李坤望，2006，《出口开放、地区市场规模和经济增长》，《经济研究》第6期27-38页。
- [6] 黄玖立、李坤望和黎德福，2011，《中国地区实际经济周期的协同性》，《世界经济》第9期19-41页。
- [7] 李锴和齐绍洲，2011，《贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放》，《经济研究》第11期60-72页。
- [8] 李杰和庞皓，2011，《中国贸易开放度、贸易结构与通货膨胀不确定性关系》，《财经科学》第6期110-117页。
- [9] 李子奈和叶阿忠，2012，《高级应用计量经济学》，清华大学出版社2012年2月第一版。
- [10] 毛其淋和盛斌，2011，《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》，《经济学（季刊）》第11卷第1期181-210页。
- [11] 潘文卿，2012，《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》，《经济研究》第1期54-65页。
- [12] 秦朵和何新华，2011，《大缓和时期发达国家的低通胀受益于全球化的新证据》，《金融研究》第10期1-16页。
- [13] 盛斌和毛其淋，2011，《贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长：1985~2008年》，《世界经济》第11期44-66页。
- [14] 徐强，2006，《GDP缩减指数是测度通货膨胀的可靠指标吗？》，《统计研究》第5期7-14页。
- [15] 许德友，2012，《市场获得与区域发展差距：来自中国城市经济的实证》，《世界经济文汇》第1期33-52页。
- [16] 张成思，2012，《全球化和中国通货膨胀动态机制模型》，《经济研究》第6期33-45页。
- [17] 赵永亮和才国伟，2009，《市场潜力的边界效应与内外部市场一体化》，《经济研究》第7期119-130页。
- [18] 中国经济增长与宏观稳定课题组，2008，《外部冲击与中国的通货膨胀》，《经济研究》第5期4-18+115页。
- [19] Arezki, R.; Lederman D., and Zhao, H., 2011, "The Relative Volatility of Commodity Prices-a Reappraisal," IMF Working Paper, No. WP/11/279.
- [20] Aisen, A. and Veiga, F. J., 2007, "Political Instability and Inflation Volatility," Public Choice, 135(3-4), pp.207-223.
- [21] Bernanke, B., 2004, "The Great Moderation, Speech before Eastern Economic Association," Washington, February 20.
- [22] Bleaney, M. and Fielding, D., 2002, "Exchange Rate Regimes, Inflation and Output Volatility in Developing Countries," Journal of Development Economics, 68(1), pp.233-245.
- [23] Bowdler, C. and Malik, A., 2009, "Openness and Inflation Volatility: Panel Data Evidence," Working Papers, Department of Economics, University of Oxford.
- [24] Brahmabhatt, M. and Dadush, U., 1996, "Disparities in Global Integration," Finance and Development-English Edition, 33(3), pp.47-50.
- [25] Byrne, J. P. and Davis, E. P., 2004, "Permanent and Temporary Inflation Uncertainty and Investment in the United States," Economics Letters, 85(2), pp.271-277.
- [26] Campolmi, A. and Faia, E., 2011, "Labor Market Institutions and Inflation Volatility in the Euro Area," Journal of Economic Dynamics and Control, 35(5), pp.793-812.

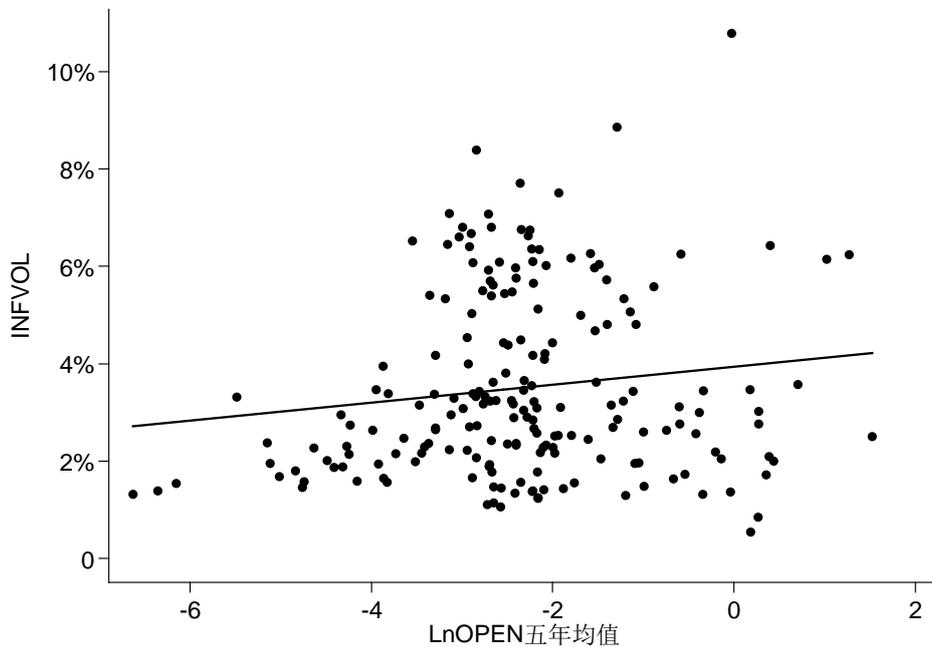
- [27] Cavelaars, P., 2009, "Does Globalisation Discipline Monetary Policymakers?" *Journal of International Money and Finance*, 28(3), pp.392-405.
- [28] Cukierman, A.; Web, S. B. and Neyapti, B., 1992, "Measuring the Independence of Central Banks and Its Effect on Policy Outcomes," *The World Bank Economic Review*, 6(3), pp.353-398.
- [29] Down, I., 2007, "Trade Openness, Country Size and Economic Volatility: The Compensation Hypothesis Revisited," *Business and Politics*, 9(2), Article 3.
- [30] Elder, J., 2004, "Another Perspective on the Effects of Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(5), pp.911-928.
- [31] Erhart, S.; Lehment, H. and Vasquez Paz, J., 2010, "Monetary Policy Committee Size and Inflation Volatility," *International Economics and Economic Policy*, 7(4), pp.411-421.
- [32] Frankel, J. A. and Romer, D., 1999, "Does Trade Cause Growth?" *The American Economic Review*, 89(3), pp.379-399.
- [33] Friedman, M., 1977, "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *The Journal of Political Economy*, 85(3), pp.451-472.
- [34] Granato, J.; Lo, M. and Wong, M. C. S., 2006, "Testing Monetary Policy Intentions in Open Economies," *Southern Economic Journal*, 72(3), pp.730-746.
- [35] Gruben, W. C. and McLeod, D., 2004, "The Openness–Inflation Puzzle Revisited," *Applied Economics Letters*, 11(8), pp.465-468.
- [36] Hanson, G. H., 2005, "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration," *Journal of International Economics*, 67(1), pp.1-24.
- [37] Harris, C. D., 1954, "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States," *Annals of the Association of American Geographers*, 44(4), pp.315-348.
- [38] Jha, R. and Dang, T. N., 2011, "Inflation Variability and the Relationship between Inflation and Growth," *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 5(1), pp.3-17.
- [39] Lane, P. R., 1997, "Inflation in Open Economies," *Journal of International Economics*, 42(3–4), pp.327-347.
- [40] Mayer, T., 2009, "Market Potential and Development," CEPII Working Paper, No 2009–24.
- [41] Narayan, P. K.; Narayan, S. and Smyth, R., 2009, "Understanding the Inflation–Output Nexus for China," *China Economic Review*, 20(1), pp.82-90.
- [42] Redding, S. and Venables, A. J., 2004, "Economic Geography and International Inequality," *Journal of International Economics*, 62(1), pp.53-82.
- [43] Rogoff, K., 2003, "Globalization and Global Disinflation," *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 88(4), pp.45-80.
- [44] Romer, D., 1993, "Openness and Inflation: Theory and Evidence," *The Quarterly Journal of Economics*, 108(4), pp.869-903.
- [45] Rother, P., 2004, "Fiscal Policy and Inflation Volatility," European Central Bank Working Paper, No. 317.
- [46] Temple, J., 2002, "Openness, Inflation, and the Phillips Curve: A Puzzle," *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(2), pp.450-468.
- [47] Wei, S. and Wu, Y., 2001, "Globalization and Inequality: Evidence from within China," NBER Working Paper, No.8611.
- [48] Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

图表附录



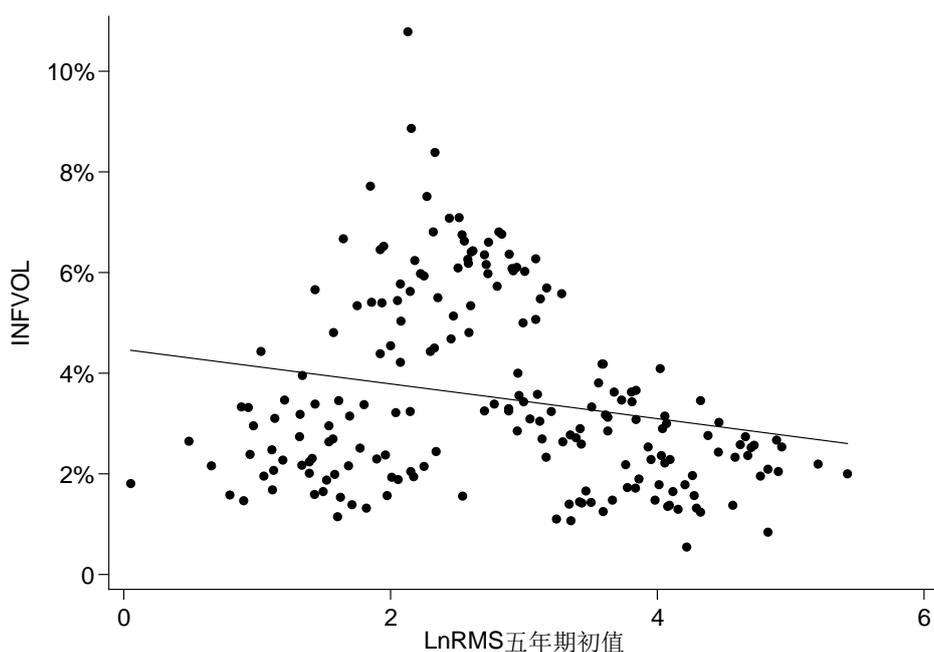
数据来源：《新中国六十年统计资料汇编》与2010和2011年各省统计年鉴，经作者计算整理

图1 省际通货膨胀的五年均值和标准差（各省的简单均值）



数据来源：《新中国六十年统计资料汇编》与2010和2011年各省统计年鉴，经作者计算整理

图2 各省贸易开放度与通胀波动



数据来源：《新中国六十年统计资料汇编》与2010和2011年各省统计年鉴，经作者计算整理

图3 地区市场规模与通胀波动

表1 主要变量的说明和描述性统计

变量	变量说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>INFVOL</i>	RPI 增速的五年标准差	196	3.511	1.886	0.548	10.783
<i>OPEN</i>	进出口总额/GDP	196	-2.330	1.391	-6.631	1.527
<i>RMS</i>	地区市场规模	196	2.795	1.142	0.049	5.426
<i>GAPVOL</i>	产出缺口的五年标准差	196	1.851	1.366	0.105	6.988
<i>GOVVOL</i>	政府一般预算支出/GDP 的五年标准差	196	0.014	0.011	0.000	0.082
<i>RIS</i>	产业结构合理化指标	196	0.256	0.134	0.018	0.836
<i>FIN</i>	金融机构人民币贷款余额/GDP	196	-0.213	0.320	-0.905	0.732
<i>INV</i>	全社会固定资产投资/GDP	196	-1.181	0.435	-2.510	-0.147
<i>NONSOE</i>	非国有工业总产值/工业总产值	196	-1.144	0.535	-2.779	-0.127

注：通胀波动指标（*INFVOL*）以及产出缺口波动（*GAPVOL*）和财政波动（*GOVVOL*）为五年标准差，地区市场规模（*RMS*）为五年窗口期初值的对数值，产业结构合理化指标（*RIS*）为五年窗口期平均值，其它变量为取对数后的五年窗口期平均值。

表 2 主要变量的相关系数

变量	<i>INFVOL</i>	<i>OPEN</i>	<i>RMS</i>	<i>GAPVOL</i>	<i>GOVVOL</i>	<i>RIS</i>	<i>FIN</i>	<i>INV</i>	<i>NONSOE</i>
<i>INFVOL</i>	1.000								
<i>OPEN</i>	0.136	1.000							
<i>RMS</i>	-0.209	0.563	1.000						
<i>GAPVOL</i>	0.213	-0.342	-0.605	1.000					
<i>GOVVOL</i>	-0.005	-0.204	-0.179	0.020	1.000				
<i>RIS</i>	-0.182	-0.488	-0.229	0.013	0.302	1.000			
<i>FIN</i>	0.005	0.537	0.606	-0.557	0.010	-0.267	1.000		
<i>INV</i>	-0.164	0.397	0.697	-0.561	0.196	-0.039	0.581	1.000	
<i>NONSOE</i>	-0.007	0.498	0.701	-0.253	-0.349	-0.351	0.216	0.382	1.000

表 3 面板单位根检验结果

变量	LLC	IPS	ADF	结论
<i>INFVOL</i>	-14.212***	-1.947**	411.712***	平稳
<i>OPEN</i>	-9.751***	-19.098***	455.174***	平稳
<i>RMS</i>	-12.866***	-5.520***	196.136***	平稳
<i>GAPVOL</i>	-15.957***	-3.873***	495.976***	平稳
<i>GOVVOL</i>	-18.965***	-4.536***	241.127***	平稳
<i>RIS</i>	-5.909***	-11.583***	256.0267***	平稳
<i>FIN</i>	-10.273***	-30.680***	538.982***	平稳
<i>INV</i>	-14.297***	-1.659**	228.429***	平稳
<i>NONSOE</i>	-4.275***	-4.574***	205.744***	平稳

注：**和***分别代表在 5%和 1%的显著水平下拒绝变量不平稳的原假设。

表3 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	2SLS	2SLS_1991-2010
<i>OPEN</i>	1.638*** (0.198)	1.380*** (0.113)	2.676*** (0.394)	3.889*** (1.536)
<i>RMS</i>	-1.447*** (0.174)	-1.762*** (0.274)	-2.392*** (0.343)	-2.461*** (0.638)
<i>GAPVOL</i>		0.290 (0.184)	0.291* (0.160)	0.634*** (0.234)
<i>GOVVOL</i>		21.92** (9.405)	22.50 (14.557)	14.98 (18.066)
<i>RIS</i>		-5.389*** (1.539)	-3.465** (1.518)	-1.774 (2.250)
<i>FIN</i>		1.990*** (0.734)	0.835 (0.943)	-1.096 (1.136)
<i>INV</i>		0.241 (0.641)	-0.408 (0.695)	-0.364 (0.805)
<i>NONSOE</i>		0.864 (0.797)	1.762*** (0.708)	1.748 (1.220)
常数项	11.37*** (0.893)	13.87*** (1.399)	18.17*** (2.252)	19.80*** (5.683)
观测值	196	196	196	112
R^2	0.316	0.450	0.312	0.474
面板设定 <i>F</i> 检验	1.973 [0.005]	3.116 [0.000]		
稳健Hausman检验	22.91 [0.000]	10.47 [0.000]		
D-W-H内生性检验			29.39 [0.000]	4.954 [0.026]
Hansen检验			0.405 [0.525]	1.472 [0.225]

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误，[]内数值为相应检验统计量的*p*值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③FE表示固定效应回归，2SLS表示工具变量两阶段最小二乘回归。

表4 稳健性检验

	(1) 工具变量 稳健性	(2) CPI	(3) GDP 平减指数	(4) 出口开放度	(5) 进口开放度	(6) RMS指标 稳健性	(7) 剔除异常 样本点
<i>OPEN</i>	5.358** (2.416)	2.995** (1.444)	0.560 (1.237)			4.256*** (1.703)	3.025*** (1.244)
<i>EXPORT</i>				4.001** (1.752)			
<i>IMPORT</i>					3.245** (1.462)		
<i>RMS</i>	-2.859*** (0.922)	-2.712*** (0.550)	-0.705 (0.476)	-1.941*** (0.587)	-2.594*** (0.801)		-1.995*** (0.535)
<i>RMS'</i>						-2.504*** (0.722)	
<i>GAPVOL</i>	0.633** (0.301)	0.662*** (0.182)	0.656*** (0.123)	0.687*** (0.243)	0.626*** (0.219)	0.645*** (0.250)	0.622*** (0.199)
<i>GOVVOL</i>	8.500 (24.153)	26.05* (16.137)	43.34*** (13.590)	-6.534 (27.281)	32.67 (23.574)	10.99 (20.081)	20.45 (15.546)
<i>RIS</i>	-1.210 (2.904)	-1.772 (2.209)	1.079 (1.882)	-1.299 (2.373)	-1.881 (2.336)	-1.980 (2.408)	-2.913 (2.856)
<i>FIN</i>	-1.205 (1.445)	-0.804 (1.047)	0.391 (0.789)	-2.066* (1.150)	-0.768 (1.086)	-1.122 (1.217)	-2.457*** (1.017)
<i>INV</i>	-0.419 (1.029)	0.0925 (0.707)	0.216 (0.516)	0.312 (0.911)	-1.069 (0.886)	-0.480 (0.866)	-0.734 (0.769)
<i>NONSOE</i>	2.365 (1.713)	1.125 (1.160)	0.927 (1.156)	0.673 (1.265)	1.376 (1.562)	1.810 (1.363)	1.076 (1.010)
常数项	24.32*** (8.700)	18.91*** (5.112)	6.41 (4.105)	20.17*** (6.689)	20.93*** (6.389)	18.74*** (5.883)	16.03*** (4.218)
观测值	112	112	112	112	112	112	96
R^2	0.189	0.676	0.471	0.388	0.464	0.400	0.684
D-W-H内生性检验	10.09 [0.001]	4.579 [0.032]	0.199 [0.656]	4.437 [0.035]	2.606 [0.106]	6.337 [0.012]	2.099 [0.147]
Hansen检验	0.004 [0.952]	0.944 [0.331]	0.733 [0.392]	3.065 [0.080]	1.548 [0.213]	0.869 [0.351]	1.729 [0.189]

注：①()内数值为回归系数的异方差稳健标准误，[]内数值为相应检验统计量的 p 值。②*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。③以上回归均为工具变量两阶段最小二乘回归。