西部大开发政策对中国经济的影响[[1]](#footnote-1)\*

——基于贝叶斯隐变量模型的中国地区经济联动性研究

摘要：本文基于中国地区化经济发展不平衡的现状，使用贝叶斯动态隐变量模型，考察全国性整体经济波动和地区性的经济波动对各地经济发展的贡献。通过从可观测到的宏观经济变量中识别出隐含经济变量，本文将宏观变量的波动分解为如下3个部分：全国因子、地区因子和变量独有的波动项。通过对中国经济在1980－2015年的变动历史的分析，我们发现地区的产出和投资主要受全国因子的波动的影响，而地区消费的波动主要受地区因子的影响。另外，通过对中国“西部大开发”战略实施前后经济变动的分析，我们发现该战略提高了全国因子对西部地区的影响，特别是投资受影响最大。

关键词：经济周期；地区经济联动性；贝叶斯动态隐变量模型。

Macroeconomic Effects of China’s Western Development Program: Analysis on the Co-movement among Different Regions Based on the Bayesian Dynamic Latent Factor Model

ABSTRACT: The economic development in different regions of China is unbalanced. By applying a Bayesian dynamic latent factor model, this research investigates the influence on regional economic growth by the state-level economic fluctuation and the regional economic fluctuations. This method decomposes the fluctuations of the macroeconomic aggregates in China into 3 parts: the state factor, the region factors and the idiosyncratic errors specific to each aggregate variable. By analyzing the dynamics of the macroeconomic variables from 1980 to 2015, we find that regional output and the investment are mainly influenced by the state factor, while regional consumption is mainly explained by the region factor. Furthermore, the study finds that after the implementation of China’s Western Development Program, the state factor has a more significant influence on the fluctuations of all the economic variables of West region. Among them, the investment is affected the most.

Keywords: Business cycles; Cross-regional economic co-movement; Bayesian dynamic latent factor model.

中图分类号：O212 文献标识码：A

# 引言

中国幅员辽阔，经济发展非常不平衡，中国各个地区经济波动既带有全国经济波动的共性，也具有很强的本地区发展特点。一方面，由于各地区间贸易壁垒的减少和金融市场联系的不断加强，伴随着能源、商品交易的往来和资本的流动，各地区的经济周期呈现出更强的“全国化”特点。但另一方面，同一地区之内的不同省份除了地理空间上邻接、自然条件相似外，还往往经济发展水平接近，且在发展中面临相似的问题，存在着很多与其他地方迥异的“地区性”特点。

针对中国地区经济发展水平的差异，特别是西部地区的经济发展明显落后于东部地区的现状，我国提出了“西部大开发”的地区发展战略，力图通过加大对西部地区建设的支持力度来逐渐缩小这种差异。在2000年到2009年的10年间，我国对西部国家重点工程的投资达到2.2万亿元，而中央财政对西部地区的转移支付更是超过了3万亿元[[2]](#footnote-2)。同时，通过发掘自身的独有优势（如丰富的天然能源、矿产资源和特色农牧产品等），西部地区对全国经济的贡献也在不断增长，以“西电东送”项目为例，仅2008年一年，南方电网就完成网内西电东送超过1000亿千瓦时。在中国经济的发展过程中，西部地区和中东部地区经济具有多大的独立性和相互依赖性？尤其是“西部大开发”战略的实施，是否对西部经济与全国经济的依存度产生了重要影响？这些是颇有研究意义与价值的问题。本研究基于中国地区化经济发展不平衡的现状，使用贝叶斯隐变量模型，将中国经济分为中东部和西部两个地区，考察全国性整体经济波动和地区性的经济波动对各地经济发展的贡献，并特别考虑了“西部大开发”战略对西部经济发展的影响。

国外对地区经济发展联动性的研究主要集中在国际间的经济一体化。实证证据对于经济一体化的程度并没有一致性的结论：Helbling and Bayoumi (2002)[1] 发现在1973－2001年间，美国与其他G-7国家之间的经济相关性水平显著降低，而除美国外的其他G-7国家间的经济相关性变化不明显。Doyle and Faust (2002)[2] 则发现美国与其他G-7国家之间的经济相关性始终在波动。而在对经济一体化成因的研究方面，Kalemli-Ozcan et. al. (2003)[3] 提出了产业分工和风险分担的增加将降低国家或地区之间的产出相关性。Imbs (2006)[4] 实证发现金融市场的联系、专业化的区域相似性以及产业内贸易总量对国家间的产出与消费相关性都存在正效应。Baxter and Kouparitsas (2005)[5] 发现国际贸易是经济周期传递的最重要渠道。Kose et. al. (2003)[6] 则发现国际贸易与金融市场整合提高了各国经济周期的同步程度。

国内在地区经济发展联动性的研究还比较少。林毅夫等 (1998)[7] 通过对省级行政区划的人均国内生产总值、人均收入及基尼系数进行分析，发现各地区内部的基尼系数对总体基尼系数的影响在缩小，然而地区间的基尼系数对总体基尼系数的影响在增大，从而得出了地区间经济差异在扩大的结论。蔡昉等 (2000)[8] 通过将全国人均产出的省际差异具体地划分为3个地区（东部、中部与西部）的地区内部差异以及3个地区之间的差异，发现地区内各省份的经济呈现出趋同态势，而地区之间的发展则呈现出差异化。Yao, and Zhang (2001)[9] 通过将各省间的基尼系数分解为地区间差异部分、地区内差异部分等，展现出1970－1997年地区差异的部分占总体基尼系数比例逐渐上升至近80%，认为地区间经济差异处在扩大阶段。

本文采用贝叶斯动态隐变量模型对各地区主要宏观经济变量中的共同趋势和独立波动性进行估计。具体而言，我们将宏观经济变量的波动分解为全国因子、地区因子和各宏观变量独有波动项。全国因子代表地区经济间的联动性，将影响全国各个地区的所有宏观经济变量；地区因子代表经济的地区特性，影响对应地区内的所有宏观经济变量；而各宏观变量自身波动项则反映了该变量独立的变动特性。通过对1980－2015年中国经济数据的研究，我们发现在地区产出和投资的波动中，有超过50%的部分可以由全国因子进行解释，这反映了中国各地区的经济在总体上呈现出较强的联动性。但同时我们发现，全国因子与地区因子在不同时间点上对于地区经济波动的解释能力存在差别。此外，西部大开发实施后全国因子对西部地区的经济波动解释能力有明显提升，这印证了区域发展战略的实施加速了西部地区发展融入中国整体经济发展的进程。

本文的贡献主要体现在以下3个方面：

首先，现有的文献大都使用可以观测的变量（如国内生产总值（GDP）等）来对各个经济区域的经济状况进行度量。但所有的经济变量都只能反映了经济发展的一个方面，而真实的经济发展状况是一个无法直接观测的综合指标。本文采用隐变量模型，可以从各个重要的宏观经济变量的观测值中，识别出隐含在各个变量背后的真实经济波动水平，从而对各个地区的经济波动状况得到更准确的认识。

第二、传统的文献都是假定各个国家或地区的联动性保持不变，或者至少在一段时期能保持不变，但现实中各个经济变量之间的关系可能随时都在发生着变化。而贝叶斯动态模型的方法可以捕捉到经济模型之间的动态变化过程，从而准确的对各地区之间的经济依存度的变动做出的描述和预测。

第三、由于模型的动态特征，我们可以清晰考察出各个宏观经济政策对地区经济的影响。在本研究中我们特别考虑了“西部大开发”战略对中国地区经济发展依存度的影响。

本文余下部分安排如下：第2章介绍本文使用的模型和抽样方法。第3章为中国经济区域联动性研究的数据来源、实证结果和分析。第4章为结论。

# 研究方法与数据

1. 本文模型设定

在经济发展的模型中，由于经济发展水平是不可观测的变量，传统模型很难对其进行识别和估计。Otrok and Whiteman (1998)[11] 提出了动态隐变量模型，通过采用贝叶斯方法可以估计出隐含在一系列可观测变量之后的隐藏变量。本文将这个估计方法扩展到多变量情况，使用贝叶斯估计方法给出一系列时序数据的谱密度矩阵的描述，并由此来分析相应时序数据的联动性。

在我们的模型中，用表示中国的经济区域数目，表示每个地区对应的可观测的宏观经济变量的个数，表示时序数据的长度，可观测的宏观经济变量用表示，其中为地区标号（），为变量标号（），示意时期（）。将不可以观测的经济发展水平分为2类：表征各地区经济波动状况的个地区性因子和1个表征全国统一的经济波动情况的全国因子，我们假定地区的宏观经济变量由下式决定：

(1)

用向量形式表达为：

(2)

在上式中，为隐变量向量，具体为：，上式中三个分量依次代表全国因子、西部地区因子与中东部地区因子。

同时，我们认为隐变量向量的动态转移矩阵符合下式：

(3)

这里所示的转移形式反映了经济变量变动趋势具有一定“惯性”，即认为隐变量向量存在一阶自回归关系，扰动项服从三元标准正态分布。

在这个模型中，每个地区的个宏观经济变量，均由该地区对应的地区因子与全国各地区共有的全国因子共同决定。在这一表达式中，系数可被视为“因子影响度”，全国因子和地区因子的这一系数的大小可以反映可观测到的宏观经济变量受各因子影响程度的相对大小。

1. 贝叶斯动态隐变量模型估计过程

因为数据中存在不可观测的变量，传统的计量经济学方法比较难以对模型进行估计，我们采用贝叶斯分析中的Gibbs抽样方法，迭代的抽样出模型参数和不可观测到的隐变量。具体来说，我们通过马尔可夫链蒙特卡洛方法，将已经抽样出的不可观测的因子视作已知，根据因子从系数的后验分布中抽样新的系数估计值；或者根据抽样出的系数值，从各因子的后验分布中抽样新的不可观测因子值，这样就完成了马尔可夫链中的一次抽样。为了解决传统抽样方法中速度较慢和维度太高的问题，本文将Strickland et al. (2009)[10] 等文献提出的分块抽样方法引入到了贝叶斯隐变量模型中，抽样过程的概要如下[[3]](#footnote-3)：

* 第一步：在给定系数和时序数据时，抽样出隐变量向量的条件分布，即从中抽样本次迭代的。
* 第二步：如果隐变量已确定出具体数值，则在共轭的先验条件下从和的分布中抽样。即从中抽样本次迭代的；再从中抽样本次迭代的；
* 第三步：在已知隐变量数据和其他参数的情况下，从的分布中抽样，即从中抽样本次迭代的。

在本文的设定下，最终这个马尔可夫链蒙特卡洛过程将收敛，并产生系数矩阵和隐变量向量联合后验分布的样本。通过对最终收敛时的系数矩阵及隐变量向量求平均，可以得出一个可采纳性较好的系数矩阵与隐变量向量估计结果。

上述模型中隐变量和其系数的符号相互并不独立，为了能够识别出隐变量和其系数的符号，使之具有更明确的经济学意义，需要对每个因子设定某一个系数为正。在本文应用中规定全国因子在西部地区产出的方程中的系数为正，且各地区对应因子在本地区产出的方程中的系数为正。同时，在每次迭代求出后，强制将西部地区宏观指标的方程中的中东部因子系数及中东部地区宏观指标的方程中的西部因子系数更改为0，确保每个地区的宏观指标只受到全国与本地区两个隐变量的影响。

# 中国中东部与西部地区的经济联动性分析

1. 研究数据

为了研究中国经济区域性发展的不平衡，特别是研究中国西部大开发战略对中国经济发展的影响，我们按照国家统计局的定义，将中国经济划分为中东部和西部2个大区进行研究，其中西部省份包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆12个省级行政区划，其他省级行政区划（除港、澳、台外）我们统称为中东部地区。

我们研究了中国经济1980－2015年的波动情况，数据来源于国家统计局。为了研究宏观经济的波动，我们选取了最能反映经济波动的3个地区性指标：产出（以支出法国内生产总值衡量）、消费（以居民总消费衡量）和投资（以固定资本形成总额衡量）。具体来说，我们先对西部地区和中东部地区所包含的所有省份的变量值分别求和，得到地区数据。由于部分统计数据在统计初期为年度数据，为了保持数据频率的一致性，我们对观测值采用线性插值将低频数据处理得到季度数据。这样最终每个时序数据包含的观测个数为T=144个。

在实际模型估计阶段，由于各地区经济发展状况等条件的差异，如果采用绝对数值，模型估计中可能出现隐含的变量因子的变动主要由数值较大的经济区或宏观变量所主导，故在本文使用的数据全为增长率数据。具体来说，我们将地区总值取对数并做一阶差分，以此得到对应宏观指标的增长率数据。我们得出的数据描述性统计如下

表1 数据描述性统计 （%）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 地区 | 均值 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
| 产出 | 西部地区 | 9.43 | 16.96 | -2.90 | 4.14 |
|  | 中东部地区 | 9.54 | 15.20 | -3.80 | 3.94 |
| 消费 | 西部地区 | 8.10 | 13.68 | -3.07 | 3.19 |
|  | 中东部地区 | 8.74 | 13.02 | -2.65 | 2.80 |
| 投资 | 西部地区 | 11.61 | 25.13 | -14.88 | 9.41 |
|  | 中东部地区 | 12.01 | 30.41 | -22.65 | 9.30 |

可以看出，中国的中东部地区与西部地区相比，在1980－2015年全区间来看，中东部地区各项指标的增速平均水平略高于西部地区。而不管是中东部地区还是西边地区，投资增长率的波动程度明显高于产出和消费的增长率波动程度，这反应了中国投资的强周期性特征。

此外，在实际估计中，我们将每个变量的增长率减去其在该时间段内的平均值得到各序列观察值。这样去趋势化的目的是将所有观测变量的均值固定为0，使之符合度量方程的基本形式，避免由于度量方程中出现不为零的常数项，加大程序的计算复杂性。而保留趋势项不影响最终结果。

1. 全国因子和地区因子

我们使用1980－2015年中国宏观经济的数据，对贝叶斯动态隐变量模型进行估计，得出的全国因子、西部因子和中东部因子如图1-图3所示：

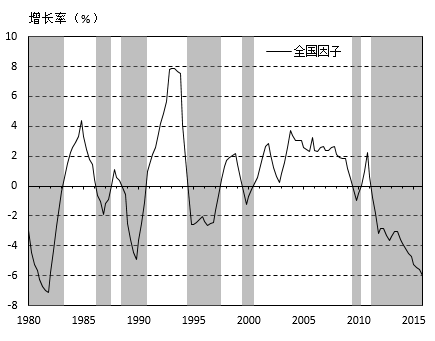


图1 全国因子估计结果

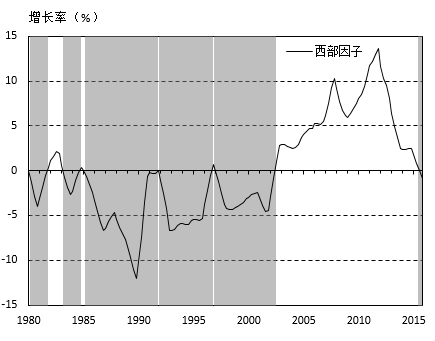


图2 西部地区因子估计结果

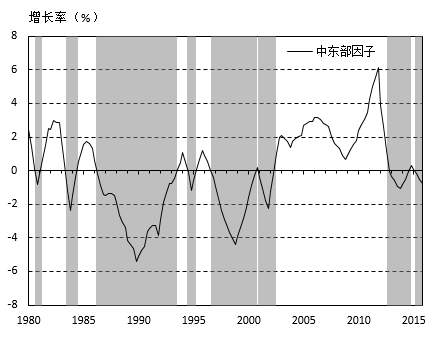


图3 中东部地区因子估计结果

在这3张图上，我们将经济减速期的时间段用带阴影的背景显示。我们对中国的经济减速期的定义与美国国家经济研究局 (NBER) 根据GDP对经济周期的定义类似，但因为中国经济一直处于增长期，没有西方发达国家定义下的绝对衰退期，我们相替代的定义经济相对减速期为连续2个季度在中国经济增长的趋势线之下。从图1可以看出，在去除了趋势项之后，全国因子的变动反映出了过去30年来的主要宏观经济事件：如1984－1986年确立社会主义商品经济后的上升期、1989年前后由于政治风波引起的经济衰退、1990－1993年正式建立社会主义市场经济体制的发展期、2001－2007年由于进一步推进改革开放并加入WTO带来的持续高速增长、2008年之后由于受到世界经济危机的影响产生的增速下滑等以及2012年以来由于经济结构调整引起的增长放缓等。

结合图1-图3可以看出全国因子与两个地区因子在本文所考察时间区间内大部分时间的变动趋势较为一致，其中1986－1991年区间、2002－2009年区间及2011－2015年区间三个因子均表现出较为一致的同向变动。然而，在如1980－1984年及1991－1996年等时间段，全国因子与地区因子间趋势出现背离，这反映出我国的西部地区与中东部地区的经济增长变化并不完全同步。

1. 地区宏观经济变量的影响因素

为了进一步量化全国因子、地区因子及宏观变量自身对各经济指标变动的影响大小，我们采用方差分解的方法考察各个变量的影响。方差分解的结果如表2所示：

表2 全样本方差分解各因子占比 （%）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 地区 | 变量 | 全国 | 地区 | 扰动 |
| 西部 | 产出 | 36.83 | 53.97 | 9.20 |
| 消费 | 0.53 | 77.33 | 22.15 |
| 投资 | 64.17 | 13.89 | 21.94 |
| 中东部 | 产出 | 63.94 | 22.47 | 13.59 |
| 消费 | 2.83 | 75.50 | 21.67 |
| 投资 | 63.91 | 24.58 | 11.51 |

由表2可以得出以下3个重要结果：

首先，西部地区和中东部地区的投资波动在很大程度上受到全国因子波动的影响，全国因子平均能解释地区投资波动超过60%的部分。这说明在中国经济发展中受投资拉动的现状，不同地区投资都有较多的相同变动趋势，我国的国内市场中投资上具有较高的联动性。

第二，各个地区的消费具有很大的独立性，地区因子在解释对应地区消费上占到了决定性的地位，地区因子能解释对应地区消费75%以上的波动。这反映了在中国国内的经济中，各地区的消费都具有相当的自主性。这可能是由于居民消费受到气候条件、生活环境、文化习俗等诸多与地区直接相关的因素影响。

第三，在产出上，中东部地区和西部地区有较大的不同。西部地区的产出变化主要由地区因素影响（占54%），而中东部地区主要由全国因子影响（全国因子占64%）。这从一定程度上反映了作为经济较发达地区的中东部，开放程度更强，其地区产出与全国经济形势之间有较强相关性；而相对封闭的西部地区的产出主要反映了本地区经济发展的周期性。

1. “西部大开发”实施前后西部地区受各全国因子的影响变化

我国政府于1999年提出“西部大开发”战略，为了考察这个战略对地区经济发展的影响，我们将对比分析了该战略提出前后三个阶段的情况：1）“西部大开发”战略提出前的5年，即1994年－1998年的经济情况（“实施前”阶段）；2）战略提出后的5年内，即2000年－2004年的情况（“实施后短期”阶段）；3）战略实施5年后之后的10年，即2005年－2015年的情况（“实施后中长期”阶段），分别对这两个阶段中西部地区的3个宏观变量受到全国因子的影响程度进行分析。作为对比，我们也列出了同一阶段中东部地区的情况。结果如表3所示：

表3 两阶段方差分解中全国因子占比 （%）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 西部地区 | | | 中东部地区 | | |
| 变量 | 实施前 | 实施后短期 | 实施后中长期 | 实施前 | 实施后短期 | 实施后中长期 |
| 产出 | 46.93 | 62.23 | 61.24 | 81.13 | 75.54 | 73.87 |
| 消费 | 1.15 | 5.01 | 0.54 | 5.25 | 4.06 | 3.02 |
| 投资 | 62.72 | 74.69 | 84.33 | 57.37 | 52.90 | 80.88 |

由表3可以看出，随着“西部大开发”战略的提出与实施的短期内，全国因子的波动对西部地区产出、消费、投资3个宏观变量波动的影响都有不同程度的提高。但全国因子对3个变量的波动解释能力变化表现出明显的变量间差异。全国因子对西部地区产出和投资的波动影响在该战略实施前后分别提高了超过15%和12%。相比之下，消费受全国因子影响程度变化大小较不明显。这说明“西边大开发”战略的实施，更多的反应在投资和产出层面，而对于地区固有的消费行为和消费习惯影响不大。长期来看，该战略对投资和产出的影响一直持续，产出一直处于62%左右的高位，而投资更在之后的10年继续增长了10%，但该战略对消费影响比较短期，5年之后，对消费的影响逐渐消失，该值基本回复之前的水平左右。

对比全国因子对东西部地区的影响，我们发现全国因子对西部地区产出的影响程度增加，对中东部地区的产出影响程度减少，使得该因子在两地区产出波动中占比逐渐接近。这也从侧面反映了西部与中东部地区的产出增长率变动正在趋于统一，从而印证了“西部大开发”区域发展战略确实减少了东西部地区产出的不平衡性。而全国因子波动在两地区投资波动中所占比例在短期差距较大，在长期逐渐趋于一致。这可能是中央政府在“西部大开发”实施早期，给予了西部巨大的支持，而随着时间推移，相关的支持力度逐渐减小，东西部投资周期开始趋同。由于从西部大开发以来，我国的地区投资更多的是中央政府的统一行为，投资与经济发展的协同关系越来越强。这一情况与Christodoulakis et. al. (1995)[12] 等研究对世界各国宏观经济变量的主要观察结果相反，世界各国的投资相关性通常会较为明显地低于产出之间的相关性，而在我们的结果中看到，近年来投资的相关性要大于产出的相关性。

以上结论说明了随着“西部大开发”这一地区发展战略的实施，全国经济形势对西部地区有了更大的影响。这与前文所述林毅夫等 (1998)[7] 、蔡昉等 (2000)[8] 、Yao, and Zhang (2001)[9] 等发现区域经济差异化增大的研究结论不同。这可能是由于上述研究侧重于可观测某些宏观变量在数值上是否趋于一致，而本文所考量的则是“宏观变量的增长率隐含的整体变动趋势”是否趋于一致。若更进一步进行分析，我们观察到在“西部大开发”战略实施后，全国因子在两地区经济波动中的占比更为接近，这实际上反映了两地区的经济变量增长率变动趋于统一，再结合西部大开发实施后（2000年至今）西部地区经济增长率高于中东部地区的基本事实，可知西部地区对中东部的“追赶效应”仍然存在,两个地区的经济展现出一种在加速发展的过程中不断相互接近的趋势。

# 结论

通过使用贝叶斯动态隐变量模型并使用分块抽样的方法进行抽样，本研究将中东部与西部地区宏观变量的波动分解为如下3个部分：全国因子、地区因子和变量独有波动项。通过考察两个区域各因子在1980－2015年样本区间内的变动历史，我们发现平均而言，地区投资波动超过60%的部分来源于全国因子的波动。而2个地区消费的波动受地区因子的影响超过75%，反映出居民总消费表现出更明显的地区差异性。2个地区的同一变量进行横向比较，我们发现中东部地区的产出受全国因子影响更大。

另外，我们对“西部大开发”这一地区发展战略前后的地区经济进行考察，发现该战略实施后，全国因子对西部地区产出和投资的影响都有提高。这表明了西部地区与全国经济直接的联动性增强了。基于我们的研究结果，我们建议一方面要继续加大对西部地区的投资，以保持西部经济的经济发展速度；另一方面，应在全国范围加强统一市场的创建，以增加中东部和西部地区经济的协同效应

# 附录1：贝叶斯动态隐变量模型估计过程

本文主要采用马尔可夫链蒙特卡洛估计方法，基本思想基于Harvey and Shephard (1993)[13] 和Strickland et al. (2009)[10] 的模型，并根据本文的数据对算法进行了改进。在我们的模型中，x为隐变量，包括全国因子和地区因子，Z为隐变量对应的参数。H为宏观变量方程的方差矩阵，W为隐变量X状态方程的系数矩阵，描述隐变量x的变化情况。包括具体步骤如下：

1. 从中抽样

在贝叶斯分析中，从条件后验分布中抽取状态向量的模拟平滑算法共有4种，根据Strickland et al. (2009)[10] 对这4种算法的比较，发现Durbin and Koopman (2002)[14] 算法最为简便且计算效率最高。故在本研究所使用的程序中采用此算法。

首先，我们对做Cholesky分解，得到上三角矩阵，并利用将观测方程化为如下形式：

(附1)

其中，，而。通过这种变换，(附1)式就有了单变量表达形式：

(附2)

式(附1)与式(附2)的关系为，为的第个元素，为的第行，为的第个元素。而在这种变换下，隐变量向量的转移仍然符合正文中给出的形式。同时，在没有任何先验信息的条件下，我们认为隐变量向量的初态满足下式：

(附3)

同时，如前所述，我们认为隐变量向量转移满足下式所表达的自回归：

(附4)

根据式(附2)与式(附4)中定义的多变量状态空间模型及式(附3)中给出的初态条件，如果令并且，那么对于及，有滤波方程组如下：

(附5)

其中与为数值，、与均为向量，为矩阵。而，。更进一步地，为求得与，我们需要计算以下两式：

(附6)

对于本文中定义的多变量状态空间模型，其平滑方程对于及定义如下：

(附7)

式(附7)中，为矩阵，为向量。当求出所有后需要求时，采用以下方程：

(附8)

其中，平滑方程边界值为。在得到滤波方程与平滑方程式(附5)~式(附8)后，Durbin and Koopman (2002)[14] 中的模拟平滑算法即可用于从其条件分布中抽取值。具体而言，该抽样在Gibbs抽样的第次迭代中实施步骤如下：

1. 对于，从中抽样出，从3维标准正态分布中抽样出；
2. 从中抽样，并由式(附2)与式(附4)两式求出与；
3. 计算；
4. 将式(附5)~式(附8)中的替换为以计算；
5. 求得作为本次从抽样的结果。
6. 从中抽样

根据Strickland et al. (2009)[10] 中的结论，由于具有共轭性，Wishart矩阵是非常好的先验分布。在本文的研究范围中，（且）是性质非常良好的先验分布，因为在该先验分布成立时，在Gibbs迭代中这一步骤所需要求的也服从Wishart分布，如下：

(附9)

根据Everson and Morris (2000)[15] 总结的算法，一个较快完成对式(附9)进行抽样的算法流程如下：

1. 对进行Cholesky分解，即计算上三角矩阵使得；
2. 通过一个独立同分布的标准正态分布序列

与一个卡方分布序列

构造上三角矩阵，使得：

1. 计算上三角矩阵；
2. 为符合条件的的分布，故。
3. 从中抽样

在完成了前2步的抽样并得到与的情况下，求解是一个较为简单的回归问题。需要注意的是，我们在(二.2)节中提到的对的某些元素的符号施加约束，就是在这一步中完成。

具体到本次研究的问题，若至分别代表西部地区产出、中东部地区产出、西部地区消费、中东部地区消费、西部地区投资、中东部地区投资，则施加的对的约束即必须形如下面的形式：

这种限制是为了确保每个地区的宏观变量只受到全国因子及本地区的地区因子的影响。

# 附录2、抽样的设定和结果

我们模型初始值的设定如下：

在实际应用中，我们重复以上的迭代过程共计10000次，为了保证收敛，我们去取第9001~10000次迭代得出的值求平均作为模型的最终估计结果。参数结果通过了收敛性检验。本次研究所涉及隐变量模型参数估计结果如下：

**参考文献**

[1] Helbling T, Bayoumi T. G-7 business cycle linkages revisited[R]. Working Paper, IMF, 2002.

[2] Doyle B M, Faust J. Investigation of Co-Movements among the Growth Rates of the G-7 Countries, An[J]. Fed. Res. Bull., 2002, 88: 427.

[3] Kalemli-Ozcan S, Sørensen B E, Yosha O. Risk sharing and industrial specialization: regional and international evidence[J]. The American Economic Review, 2003, 93(3): 903-918.

[4] Imbs J. The real effects of financial integration[J]. Journal of International Economics, 2006, 68(2): 296-324.

[5] Baxter M, Kouparitsas M A. Determinants of business cycle comovement: a robust analysis[J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52(1): 113-157.

[6] Kose M A, Prasad E, Terrones M. How does globalization affect the synchronization of business cycles?[J]. 2003.

[7] 林毅夫, 李周. 中国经济转型时期的地区差距分析[J]. 经济研究, 1998 (6): 3-10.

[8] 蔡昉, 都阳. 中国地区经济增长的趋同与差异[J]. 经济研究, 2000 (10): 30-37.

[9] Yao S, Zhang Z. On regional inequality and diverging clubs: a case study of contemporary China[J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29(3): 466-484.

[10] Strickland C M, Turner I W, Denham R, et al. Efficient Bayesian estimation of multivariate state space models[J]. Computational Statistics & Data Analysis, 2009, 53(12): 4116-4125.

[11] Otrok C, Whiteman C H. Bayesian leading indicators: measuring and predicting economic conditions in Iowa[J]. International Economic Review, 1998: 997-1014.

[12] Christodoulakis N, Dimelis S P, Kollintzas T. Comparisons of business cycles in the EC: Idiosyncracies and regularities[J]. Economica, 1995: 1-27.

[13] Harvey A, Koopman S J. Structural time series models[J]. Encyclopedia of Biostatistics, 1993.

[14] Durbin J, Koopman S J. A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis[J]. Biometrika, 2002, 89(3): 603-616.

[15] Everson P J, Morris C N. Simulation from Wishart distributions with eigenvalue constraints[J]. Journal of Computational and Graphical Statistics, 2000, 9(2): 380-389.

1. \* 本文获国家自然科学基金项目（项目号71202019和71232003）的资助。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 数据出自中国西部开发网：http://www.chinawest.gov.cn [↑](#footnote-ref-2)
3. 具体抽样细节见附录 [↑](#footnote-ref-3)