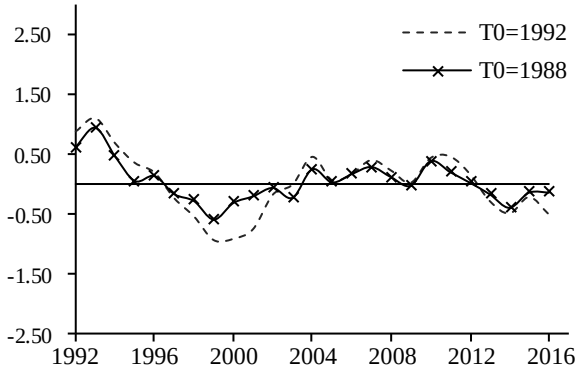
附 录

正文未报告部分

一、稳健性检验

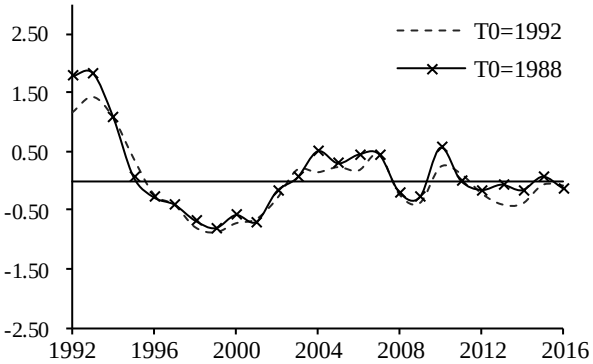
出于稳健性的考虑，附录将从初始年份、HP 滤波参数值以及模拟次数三个方面对文中的层级动态因子模型的估计结果进行稳健性检验，结果如下：

(1) 将初始年份改为 1992 年的模型估计结果：

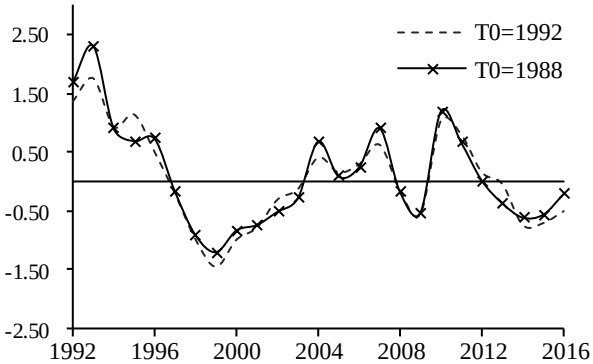


附图 1　全国共同因子

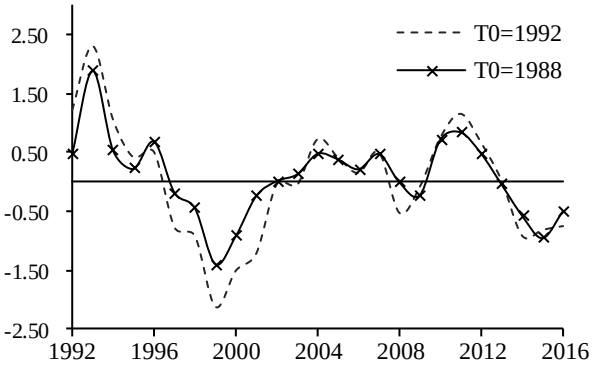
资料来源：作者绘制。



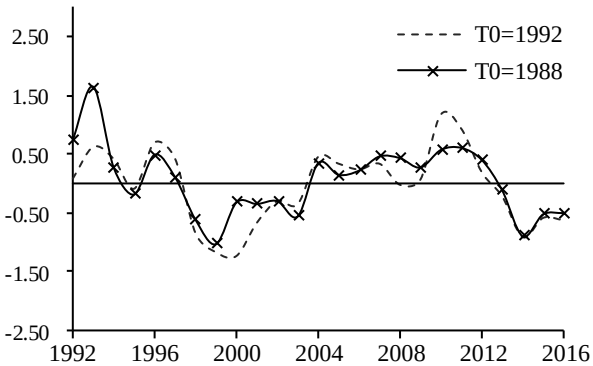
附图 2-a 东部地区因子



附图 2-b 中部地区因子



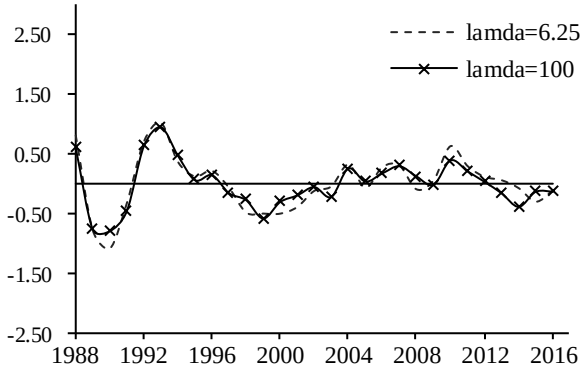
附图 2-c 西部地区因子



附图 2-d 东北地区因子

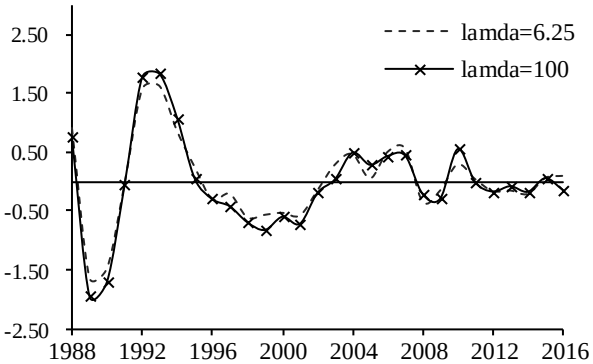
资料来源：作者绘制。

(2) λ=6.25 的模型稳健性检验的估计结果：

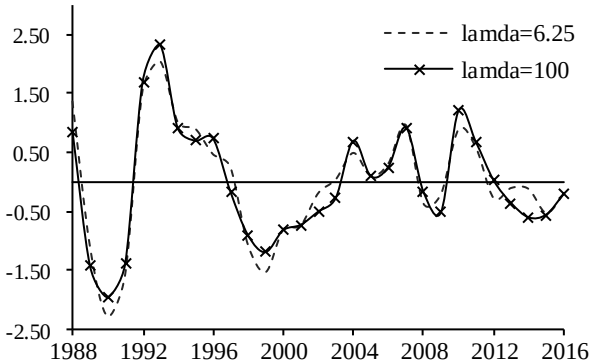


附图 3　全国共同因子

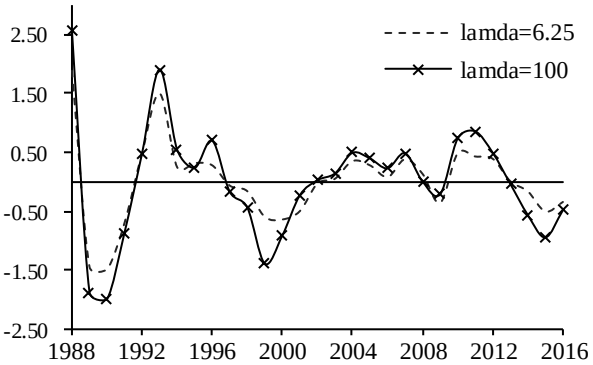
资料来源：作者绘制。



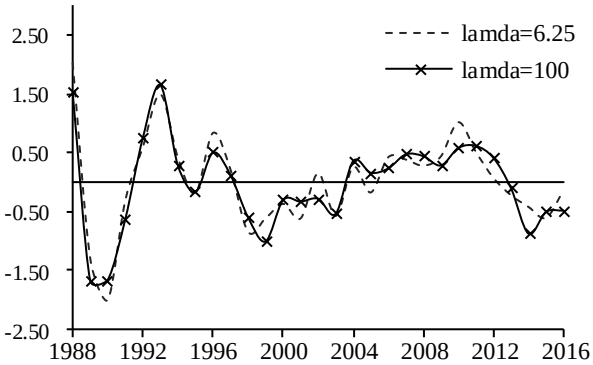
附图 4-a 东部地区因子



附图 4-b 中部地区因子



附图 4-c 西部地区因子

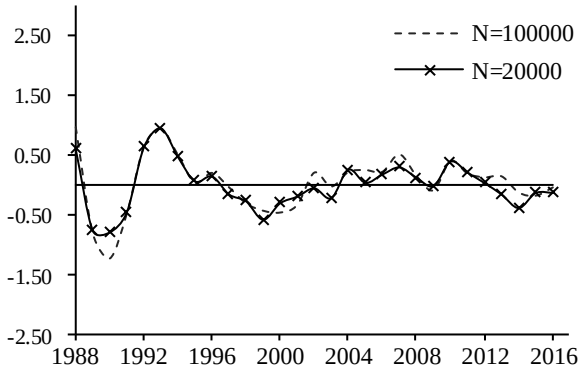


附图 4-d 东北地区因子

资料来源：作者绘制。

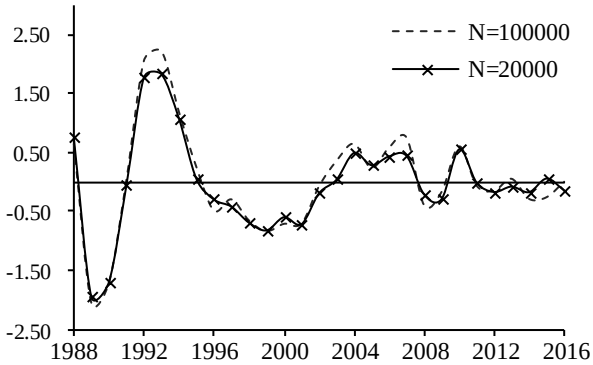
(3) 变更预烧值、跳跃间隔与抽样次数的稳健性检验：

本文将预烧值设为 8000，跳越间隔设为 100，共模拟 20000 次进行稳健性检验，结果如下：

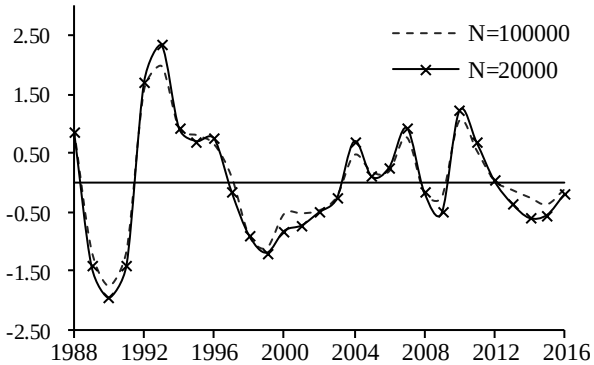


附图 5　全国共同因子

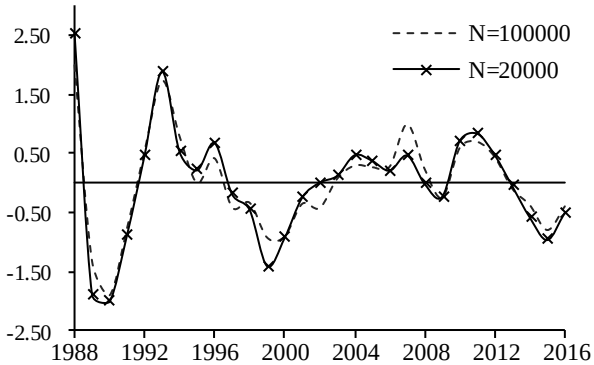
资料来源：作者绘制。



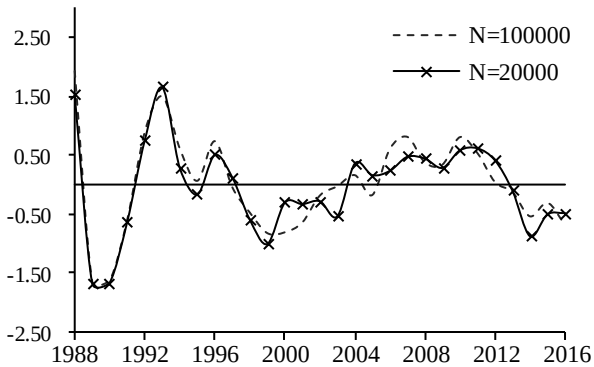
附图 6-a 东部地区因子



附图 6-b 中部地区因子



附图 6-c 西部地区因子



附图 6-d 东北地区因子

资料来源：作者绘制。

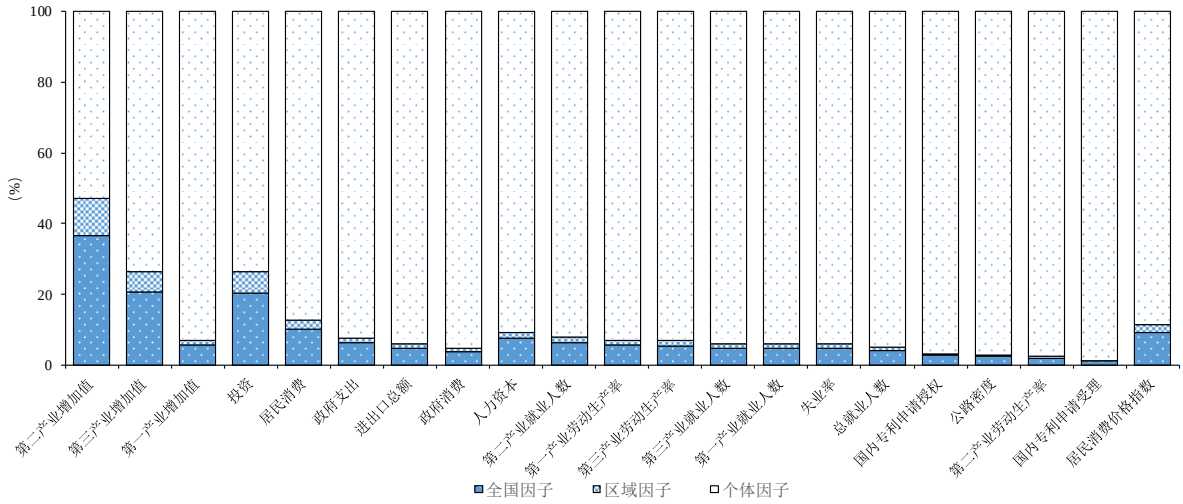
二、关键宏观经济变量的方差分解结果

为深入探索区域间联动的深层原因，本文将文中关键宏观经济变量的方差分解结果绘制于附图 7 中 (其中个体因子包含省级因子与异质性因素)。首先，从产业层面来看，方差分解结果中全国共同因素占比最高的是第二产业增加值，其贡献度高达 36.70%，且只有第二产业的全国因子的贡献度大于个体因子的贡献度，说明第二产业是维持区域间协同的重要驱动因素，各区域之间相互联系的主要渠道是第二产业。另外，第三产业中全国因子的占比为 20.68%，仅次于第二产业，说明随着高质量增长的不断深化，第三产业的蓬勃发展已初具全国协同的新表象，各区域间第三产业的相互关联性已经逐渐增强，然而，第三产业的全国因子贡献度仍低于个体因子，这主要是因为当前服务业在不同地区和省份间的发展方式仍存在较大差异，中国正处于低端 (如：餐饮与

大众娱乐)与高端服务业 (如：金融与智能化城市) 并存发展的历史过渡阶段，同时也说明实现真正意义的高质量增长仍任重而道远。

其次，从需求侧来看，全国因子对投资的贡献度高达 20.41%，对居民消费和进出口总额的贡献度远低于投资，分别为 9.99%和 4.69%，对政府消费的贡献则低至 3.64%，说明投资拉动式增长在过去的 30 年间更具普适性，而地区消费以及地区经济外向度则主要是被省内个体因素主导，这说明不同地区的居民消费正伴随着人民日益增长的美好生活需要向着多元化的方向不断延伸，体现出了消费多元化、平均化的良好发展态势。

最后，从经济增长质量指标的角度来看，只有人力资本与第二产业就业人数的全国因子占比相对较高，而其它变量如公路密度、国内专利申请授权数和受理数等则主要由省内个体因素主导，这一点深刻印证了习近平综述在党的十九大报告中对社会主要矛盾变迁的深刻论证，同时也说明当前新时代下的不平衡不充分发展更多地是体现在增长质量和技术发展上，而解决全国人才流动，促进技术有序扩散和完善全国系统化基础设施建设认仍是长期内化解不平衡和不充分发展的关键。



附图 7　关键宏观经济变量的方差分解结果

资料来源：作者绘制。

三、非参数格兰杰因果关系的估计原理

Hiemstra and Jones (1994) 和 Diks and Panchenko (2006) 提出的非参数格兰杰因果关系检验进行因果关系推断，其基本原理如下：对于两个平稳的时间序列 $\{(X_t, Y_t)\}$，令 $\mathrm{F}_{X,t}$ 与 $\mathrm{F}_{Y,t}$ 分别代表观测值 X_s 与 Y_s 中所包含的信息($s \le t$)，则 $\{X_t\}$ 是 $\{Y_t\}$ 的格兰杰原因可表示为：

$$(Y_{t+1},\ldots,Y_{t+k}) \,|\, (\mathrm{F}_{X,t}, \mathrm{F}_{Y,t}) \not\sim (Y_{t+1},\ldots,Y_{t+k}) \,|\, \mathrm{F}_{Y,t} \tag{1}$$

其中原假设为：

$$H_0：\{X_t\} \text{ 不是 } \{Y_t\} \text{ 的格兰杰原因} \tag{2}$$

出于现实应用目的，本文仅考虑实践中最常用的 $k=1$ 的情形 (因为本文的数据是年度数据，过长时期的周期预测不存在实质意义)。根据式 (1) 中的定义可知，在原假设成立的条件下，令 $Y_t, Y_{t-1}, \ldots, Y_{t+1}$ 与 $X_t, X_{t-1}, \ldots$ 之间服从条件独立，那么则可以利用有限滞后阶数 l_X 与 l_Y 来进行检验：

$$Y_{t+1}\left|\left(X_t^{l_X};Y_t^{l_Y}\right)\right. \square Y_{t+1}\left|Y_t^{l_Y}\right. \tag{3}$$

其中，$X_t^{l_X}=\left(X_{t-l_X+1},\ldots,X_t\right)$，$Y_t^{l_X}=\left(Y_{t-l_X+1},\ldots,Y_t\right)$，对于一个平稳的双变量时间序列$\left\{\left(X_t,Y_t\right)\right\}$来说，这是一个关于$\left(l_X+l_Y+1\right)$维向量$W_t=\left(X_t^{l_X},Y_t^{l_Y},Z_t\right)$的不变分布，其中$Z_t=Y_{t+1}$。本文只考虑$l_X=l_Y=1$的情形。为构建检验统计量，需要利用联合分布的形式进行表述，在原假设下，Z 在$\left(X,Y\right)=\left(x,y\right)$下的条件分布与在$Y=y$下的条件分布相同，因此相应的联合概率密度函数必须满足：

$$\frac{f_{X,Y,Z}\left(x,y,z\right)}{f_{X,Y}\left(x,y\right)}=\frac{f_{Y,Z}\left(y,z\right)}{f_Y\left(y\right)} \tag{4}$$

Hiemstra and Jones (1994) 所构建的“HJ 检验”采用关联积分比率来衡量式 (4) 中等式左右两侧的差异。对于一个多元随机向量V，其关联积分$C_V\left(\varepsilon\right)$就是在小于或等于$\varepsilon$的区间内两个独立向量同时发生的概率，即：

$$\frac{C_{X,Y,Z}\left(\varepsilon\right)}{C_{X,Y}\left(\varepsilon\right)}=\frac{C_{Y,Z}\left(\varepsilon\right)}{C_Y\left(\varepsilon\right)} \tag{5}$$

随后可根据式 (5) 来计算样本的关联积分，以检验等式左右两边是否存在显著差异。然而，Hiemstra and Jones (1994) 的处理存在一个问题，对比式 (4) 和式 (5) 可以发现，二者的等价关系并不具有一般性，式 (5) 只有在特定的情况下才与式 (4) 等价，因此会出现“HJ 检验”过度拒绝的问题。为解决这一问题，Diks and Panchenko (2006) 通过允许带宽ε以适当的速率趋于 0 来对“HJ 检验”加以修正，其原假设为：

$$q_g\equiv E\left[\left(\frac{f_{X,Y,Z}\left(X,Y,Z\right)}{f_Y\left(Y\right)}-\frac{f_{X,Y}\left(X,Y\right)}{f_Y\left(Y\right)}\frac{f_{Y,Z}\left(Y,Z\right)}{f_Y\left(Y\right)}\right)g\left(X,Y,Z\right)\right]=0 \tag{6}$$

其中，$g\left(X,Y,Z\right)$表示加权函数，在此基础上，结合示性函数，可以构造相应的检验统计量：

$$T_n\left(\varepsilon\right)=\frac{\left(2\varepsilon\right)^{-d_X-2d_Y-d_Z}}{n\left(n-1\right)\left(n-2\right)}\sum_i\left[\sum_{k,k\neq i}\sum_{j,j\neq i}\left(I_{ik}^{XYZ}I_{ij}^{Y}-I_{ik}^{XY}I_{ij}^{YZ}\right)\right] \tag{7}$$

其中$I_{ij}^W=I\left(\left\|W_i-W_j\right\|<\varepsilon\right)$，若将随机变量$W$在$W_i$处的局部密度函数表示为：$\hat{f}_W\left(W_i\right)=\left(2\varepsilon\right)^{-d_W}\sum_{j,j\neq i}I_{ij}^W\big/(n-1)$，则式 (7) 可简化为：

$$T_n\left(\varepsilon\right)=\frac{\left(n-1\right)}{n\left(n-2\right)}\sum_i\left[\hat{f}_{X,Y,Z}\left(X_i,Y_i,Z_i\right)\hat{f}_Y\left(Y_i\right)-\hat{f}_{X,Y}\left(X_i,Y_i\right)\hat{f}_{Y,Z}\left(Y_i,Z_i\right)\right] \tag{8}$$

若式 (8) 中的带宽序列ε_n选取恰当，则可以得到一致的估计量。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明引文和下载附件出处。

引用示例：

参考文献引用范例：

[1] 朱军. 技术吸收、政府推动与中国全要素生产率提升[J].中国工业经济.2017,(1):5-24.

如果研究中使用了未在《中国工业经济》纸质版刊发、但在杂志网站上正式公开发表的数字内容（包括数据、程序、附录文件），请务必在研究成果正文中注明：

数据（及程序等附件）来自朱军（2017），参见在《中国工业经济》网站（http://www.ciejournal.org）附件下载。