第19章 回归控制法

回归控制法由 Hsiao, Ching and Wan (2012)提出,应用场景类似于合成控制法,也主要适用于只有一个或几个处理组个体的情形。

Hsiao et al. (2012)称之为面板数据的政策评估方法(a panel data approach to program evaluation),有时简记为 PDA。

PDA 利用面板数据中同一时期不同个体之间存在的**截面相关** (cross-sectional dependence),通过 OLS 回归来构建反事实的控制 个体。

比照合成控制法的称呼,PDA 也称为回归控制法(Regression Control Method,简记 RCM)。

与 SCM 相比, RCM 的优势在于计算简便, 有解析解; 而 SCM 无解析解, 需进行数值计算, 有时甚至不收敛。

SCM 必须有协变量。而 RCM 可以无协变量;尽管 Hsiao and Zhou (2019)也将协变量引入 RCM。

由于 RCM 使用回归方法构造反事实结果,而回归系数可为负数,故可能存在"外推偏差"(extrapolation bias)。

SCM 要求所有权重非负,且权重之和为1,故可避免外推偏差。

19.1 回归控制法的推导

假设观测到面板数据 $\{y_{it}\}$ $(i=1,\cdots,N;t=1,\cdots,T)$,记相应的潜在结果分别为 y_{it}^{0} (若未受政策干预)与 y_{it}^{1} (若受政策干预)。

记 T_0 为处理前的时期数,且 $1 \le T_0 < T$;即政策冲击从 $T_0 + 1$ 期开始。

假定只有第 1 个地区受到政策干预,而其余(N-1)个地区未受冲击。我们感兴趣第 1 个地区的处理效应:

$$\tau_{1t} = y_{1t} - y_{1t}^0, \quad t = T_0 + 1, \dots, T$$
 (19.1)

假设地区i在第t期未受政策干预的结果变量 y_{it}^0 由以下**线性因子** 模型(linear factor model)所决定:

$$y_{it}^{0} = \alpha_{i} + \mathbf{b}_{i}'\mathbf{f}_{t} + \varepsilon_{it}$$
 (19.2)

其中, α_i 为个体固定效应,

 $\mathbf{f}_t = (f_{1t} \cdots f_{rt})'$ 为 $r \times 1$ 维不可观测的共同因子(common factors)或共同冲击(common shocks)

 $\mathbf{b}_i = (b_{i1} \cdots b_{ir})'$ 为 $r \times 1$ 维不可观测的因子载荷(factor loadings)

 $\mathbf{b}_{i}'\mathbf{f}_{t} = b_{i1}f_{1t} + \cdots + b_{ir}f_{rt}$ 为交互固定效应(interactive fixed effects) ε_{it} 为个殊性冲击(idiosyncratic shock)。

Hsiao et al. (2012)的估计策略是消去共同因子 \mathbf{f}_{t} 。

由于 $y_{1t}^0, y_{2t}^0, \dots, y_{Nt}^0$ 均为共同因子 \mathbf{f}_t 所驱动,故存在同期的截面相关(cross-sectional correlation)。

经过一些推导,可将共同因子 \mathbf{f}_{t} 消去,从而把处理地区的 y_{1t}^{0} 表示为同期控制地区 $y_{2t}^{0},\dots,y_{Nt}^{0}$ 的函数。

在处理前 $(t=1,\dots,T_0)$,无论是处理地区还是控制地区,都有 $y_{it}=y_{it}^0 \ (i=1,\dots,N)$ 。

记控制地区的结果变量 $\tilde{\mathbf{y}}_{t} = (y_{2t} \cdots y_{Nt})'$ 。

Hsiao et al. (2012)提出,使用处理前的样本数据,进行如下线性回归:

$$y_{1t} = \delta_1 + \delta' \tilde{\mathbf{y}}_t + v_{1t} \quad (t = 1, \dots, T_0)$$
 (19.3)

以 $\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}'\tilde{y}_t$ $(t = T_0 + 1, \dots, T)$ 估计处理地区在处理后的反事实结果,以及处理效应 $\hat{\tau}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t}^0$ 。

还可估计处理后平均处理效应(average treatment effect over the posttreatment period):

$$\hat{\tau}_1 \equiv \frac{1}{T - T_0} \sum_{t=T_0+1}^{T} \hat{\tau}_{1t}$$
 (19.4)

其中, $T-T_0$ 为处理后的时期数。

由于受处理个体只有一个,故此平均处理效应为处理后各期处理效应的平均(即对时间而非个体进行平均)。

19.2 回归控制法的模型选择

如上所述, RCM 考虑处理前的如下回归:

$$y_{1t} = \delta_1 + \delta' \tilde{\mathbf{y}}_t + v_{1t} \quad (t = 1, \dots, T_0)$$
 (19.5)

其中,
$$\tilde{\mathbf{y}}_t = (y_{2t} \cdots y_{Nt})'$$
。

此回归的样本容量为处理前的时期数 T_0 ,而解释变量有(N-1)个。

如果 $(N-1) > T_0$,则无法将所有控制地区的处理前结果变量 $\{y_{2t}, \dots, y_{Nt}\}_{t=1}^{T_0}$ 均放入此回归。

即使 $(N-1) \le T_0$,若前者接近于后者,也容易导致**过拟合** (overfitting),即样本内拟合很好,但外推预测的效果较差。

究竟应放入几个解释变量,以及哪几个解释变量,这是一个模型选择(model selection)的问题。

Hsiao et al. (2012)提出使用最优子集法(best subset)进行模型选择,具体可分为两步。

第一步,给定解释变量个数p(其中, $p=1,\cdots,N-1$),通过最大化 R^2 选择相应的最优模型(即究竟放入哪p个解释变量),记此模型为 \mathcal{M}_n 。

由此可得对应于 $p=1,\cdots,N-1$ 的一系列最优模型,分别记为 $\mathcal{M}_1,\cdots,\mathcal{M}_{N-1}$ 。

Yan and Chen (2022)称这些模型为"次优模型"(suboptimal models)。

第二步,通过最小化信息准则,在一系列次优模型中,选择最优的解释变量个数 p^* ,以及相应的最优模型 \mathcal{M}_{p^*} 。

例如,使用AIC准则:

$$p^* \equiv \underset{p}{\operatorname{argmin}} AIC(p) = T_0 \ln(SSR/T_0) + 2(p+2)$$
 (19.6)

其中,SSR为回归的残差平方和; arg min 表示 "argument of the minimum",即能使目标函数AIC(p)最小化的自变量p的取值。

由于 AIC 准则的惩罚力度不够,故可能高估p,导致过拟合。

Hsiao et al. (2012)推荐使用如下**校正 AIC 准则**(corrected AIC, 简记 AICc),以选择最优的 p^* :

$$p^* \equiv \underset{p}{\operatorname{argmin}} AICc(p) = AIC(p) + \frac{2(p+2)(p+3)}{T_0 - (p+1) - 2}$$
(19.7)

AICc 准则在 AIC 的基础上,增加了右边第二项,对于模型复杂程度的惩罚更严厉,故在小样本中表现更佳。

如果控制地区很多(N-1很大),则使用最优子集法进行模型选择将很费时,甚至不可行;因为要评估 2^{N-1} 个回归方程。

Hsiao and Zhou (2019)与 Shi and Huang (2023)建议使用**前向逐步回归**(forward stepwise regression)进行模型选择,即从最小模型开始,每次均增加一个最有解释力的变量(使得 R^2 上升最多),直至信息准则不再下降为止。

也可使用**后向逐步回归**(backward stepwise regression)进行模型选择,即从最大模型开始,每次去掉一个解释力最差的变量(使得 R^2 下降最少),直至信息准则不再下降为止。

前向或后向逐步回归均为**贪心算法**(greedy algorithm),虽然每步都是最优选择,但并不能保证全局最优。

如果时间成本不太高, 仍建议使用最优子集法。

如果存在高维数据,即 $(N-1) > T_0$,则以上模型选择方法均不便使用;尤其是后向逐步回归。

Li and Bell (2017)与 Carvalho, Masini and Medeiros (2018)提出使用**套索估计量**(即 Lasso) 进行模型选择,在高维情况下依然适用。

例 四万亿计划的效应。

为应对 2008 年全球金融危机,中国推出了一揽子经济刺激计划。因最初推算到 2010 年底累计投资将达四万亿,故常称为"四万亿计划"。

Ouyang and Peng (2015)使用季度跨国面板数据,以31个OECD 国家作为控制组,使用回归控制法估计中国四万亿计划的效应。

结果发现,在政策实施后的两年里,四万亿计划使得中国实际 GDP 的年增长率提升了约 3.2%,但此效应持续时间短暂,在 2010 年第四季度后即消失。

例 房产税试点的效应。2011 年 2 月,上海与重庆进行征收房产税的试点,但具体实施办法不同。

Du and Zhang (2015)使用 2008 年 1 月-2012 年 2 月的月度城市面板数据,以二十多个城市为控制组,使用回归控制法分别估计上海与重庆房产税试点的效应。

结果发现,在 2011年 2月-2012年 2月,房产税试点对于上海的房价增长率几乎没有影响,平均处理效应仅为 0.0062%;另一方面,房产税试点使得重庆的房价增长率明显下降,平均处理效应为-2.572%。

例 房票政策的效应。2015 年 3 月,安庆市推出棚户区改造的房票安置政策。与传统的实物安置或货币化安置不同,在房票安置政策下,政府向拆迁户发放"房票",而拆迁户向参与房票结算的房地产商购买住房。房票安置的微观效率较高,且政府深度参与安置,便于稳定房价。

方诚、陈强(2021)使用 2012 年 1 月-2017 年 2 月的月度城市面板数据,以 36 个大中城市为控制组,使用回归控制法估计安庆房票政策的效应。

结果发现,安庆的房票政策对房价有明显的抑制效应。若安庆未实施房票政策,其反事实房价约可达到实际房价的两倍。

19.3 含协变量的回归控制法

Hsiao and Zhou (2019)将协变量引入 RCM,以进一步提高反事实预测的效率。考虑如下包含协变量的因子模型:

$$y_{it}^{0} = \mathbf{x}_{it}' \mathbf{\beta} + \mathbf{b}_{i}' \mathbf{f}_{t} + \varepsilon_{it}$$
 (19.8)

其中, $\mathbf{x}_{it} = (x_{it,1} \cdots x_{it,K})'$ 为K维解释向量,而 β 为相应的K维参数向量。

使用与上文类似的方法消去 \mathbf{f}_{t} 可得:

$$y_{1t} = \delta_1 + \delta' \mathbf{z}_t + v_{1t} \quad (t = 1, \dots, T_0)$$
 (19.9)

其中, $\mathbf{z}_t = (y_{2t} \cdots y_{Nt} \mathbf{x}'_{1t} \cdots \mathbf{x}'_{Nt})'$ 是用来预测 y_{1t} 的(KN + N - 1)维 向量,包括控制地区的结果变量($y_{2t} \cdots y_{Nt}$),以及所有地区的全部解释变量($\mathbf{x}_{1t} \cdots \mathbf{x}_{Nt}$)。

以 $\hat{y}_{1t}^0 = \hat{\delta}_1 + \hat{\delta}' \mathbf{z}_t$ $(t = T_0 + 1, \dots, T)$ 估计处理地区在处理后的反事实结果,由此得到处理效应的估计值 $\hat{\tau}_{1t} = y_{1t} - \hat{y}_{1t}^0$ 。

无协变量 RCM 是含协变量 RCM 的特例; 即 $\mathbf{z}_{t} = (y_{2t} \cdots y_{Nt})'$ 。

19.4 回归控制法的统计推断

针对处理后的平均处理效应(ATT) $\hat{\tau}_1 \equiv \frac{1}{T - T_0} \sum_{t=T_0+1}^T \hat{\tau}_{1t}$, Li and

Bell (2017)与 Shi and Huang (2023)提出了基于大样本的统计推断方法。

但这要求处理期 $(T-T_0)$ 足够长,而现实数据未必满足。

另外,若 $(T-T_0)$ 很大,则可能在处理期发生"混杂事件" (confounding events),也对结果变量产生影响,从而导致估计偏差。

针对每期处理效应的统计推断,Chen, Xiao and Yao (2023)提出 **分位数控制法**(Quantile Control Method, 简记 QCM), 使用**分位数 随机森林**(quantile random forest)估计反事实结果的 2.5%与 97.5% 的分位数,由此得到每期处理效应的 95%置信区间。

作为非参数方法, QCM 不依赖于线性模型的假设, 且在小样本中表现优良。

SCM 的安慰剂检验也完全适用于 RCM,包括空间安慰剂检验 (in-space placebo test),时间安慰剂检验(in-time placebo test),以及混合安慰剂检验(mixed placebo test)。

19.5 回归控制法的 Stata 案例

Yan and Chen (2022)提供了回归控制法的Stata程序rcm,下载安装方法为

. ssc install rcm, all replace

其中,选择项"replace"表示可覆盖已安装的旧命令。

选择项 "all" 指示下载此命令所附的两个数据集growth.dta(香港回归数据集)与repgermany.dta(德国统一数据集)。

命令rcm的基本句型类似于synth2:

. rcm y [x1 x2 x3], trunit(#) trperiod(#)
counit(numlist) preperiod(numlist)
postperiod(numlist) method(sel_method)
criterion(sel_criterion) estimate(est_method)
placebo(unit unit(numlist) period(numlist)
cutoff(#c))

其中, "y"为结果变量, "x1 x2 x3"为协变量(可省略)。 必选项"trunit(#)"指定处理地区, 而"trperiod(#)"指 定政策干预开始的时期。

选择项"counit(numlist)"指定潜在的控制地区,默认为处理地区以外的所有地区。

选择项"<u>preperiod(numlist)</u>"指定处理前的时期,默认为政策干预前的所有时期。选择项"<u>postperiod(numlist)</u>"指定处理期,默认为政策干预后的所有时期。

选择项"method(sel_method)"指定模型选择的方法,默认为best(最优子集法);其他备选方法为lasso(套索估计量),forward(前向逐步回归)与backward(后向逐步回归)。

选择项 "criterion(sel_criterion)"指定选择准则,默认为aicc(AICc),其他备选准则为aic(AICc),bic(BIC),mbic(Modified BIC,参见Wang, Li and Leng, 2009)与cv(cross-validation,仅适用于Lasso)。

选择项 "estimate(est_method)"指定估计方法,默认为ols(OLS),而另一选择为lasso(Lasso)。

选择项 "placebo(unit cutoff(#c))"表示使用伪处理单位(fake treatment unit)进行空间安慰剂检验,但仅使用处理前MSPE不超过处理地区处理前MSPE #c倍的控制地区。

选择项 "placebo(period(numlist))" 指定伪处理时间 (fake treatment time),进行时间安慰剂检验。

Hsiao et al. (2012)使用RCM研究1997年7月1日香港回归对香港GDP的影响。

季度跨国面板数据集growth.dta包括香港及24个国家与地区的实际GDP增长率,记为gdp;此数据集无协变量。

时间跨度为1993Q1至2008Q1。其中,处理前包含18期 (1993Q1-1997Q2),而处理后包含43期(1997Q3-2008Q1)。

首先,打开数据集growth.dta,并将其设为面板数据:

- . sysuse growth, clear
- . xtset region time

其次,通过命令"label list" 展示香港的地区编号:

. label list

region:

- 1 Australia
- 2 Austria
- 3 Canada
- 4 China
- 5 Denmark
- 6 Finland
- 7 France
- 8 Germany
- 9 HongKong
- 10 Indonesia
- 11 Italy
- 12 Japan
- 13 Korea
- 14 Malaysia
- 15 Mexico
- 16 Netherlands
- 17 NewZealand
- 18 Norway
- 19 Philippines
- 20 Singapore
- 21 Switzerland
- 22 Taiwan
- 23 Thailand
- 24 UnitedKingdom
- 25 UnitedStates

香港的地区编号为9,对应于选择项"trunit(9)"。

再次,内地与香港的政治整合(political integration)始于1997Q3,可使用如下命令展示其相应的时期:

. dis tq(1997q3) 150

其中,"tq"表示"time in the quarterly format"。根据Stata对于季度数据的记数规则,1997Q3为自1960Q1以来的第150个季度。故相应的选择项为"trperiod(150)"。

由于处理前只有18期,而控制地区有24个,故Hsiao et al. (2012) 将捐赠池限制为以下10个国家或地区,即China,Indonesia,Japan, Korea,Malaysia,Philippines,Singapore,Taiwan,Thailand与USA; 这些地区均邻近香港或与香港有密切经贸关系。

通过以上命令"label list"的输出结果,可得这些地区的编号,而相应的选择项为"counit(4 10 12 13 14 19 20 22 23 25)"。

2003年9月,中国内地与香港签署《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》协议,并于2004年1月1日生效。Hsiao et al. (2012)限制处理期截止于2003Q4。

使用以下命令可找到其对应的时期:

. dis tq(2003q4) 175

相应的选择项为 "postperiod(150/175)", 指定处理期为 1997Q3至2003Q4。

使用默认的最优子集法与AICc信息准则进行RCM估计:

. rcm gdp, trunit(9) trperiod(150) counit(4 10 12 13 14 19 20 22 23 25) postperiod(150/175)

Step 1: Select the suboptimal models

(method best specified)

Note: If this takes too long, you may wish to try method(lasso)(recommended), method(forward) or method(backward). Alternatively, you may restrict indepvars, and/or the donor pool by the option counit().

Selecting the suboptimal model with number of predictors 1-10...

Step 2: Select the optimal model from the suboptimal models (criterion aicc specified)

Comparing the suboptimal models containing different set of predictors:

| K | AICc | AIC | BIC | MBIC | R-squared |
|----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | -144.7514 | -146.4657 | -143.7946 | -155.6437 | 0.4034 |
| 2 | -160.5063 | -163.5832 | -160.0217 | -170.4959 | 0.7937 |
| 3 | -170.6492 | -175.6492 | -171.1973 | -180.9287 | 0.9056 |
| 4 | -171.7725 | -179.4088 | -174.0666 | -183.1559 | 0.9314 |
| 5 | -169.7878 | -180.9878 | -174.7552 | -183.1882 | 0.9438 |
| 6 | -164.2937 | -180.2937 | -173.1707 | -180.9000 | 0.9477 |
| 7 | -156.6834 | -179.1834 | -171.1701 | -178.1391 | 0.9503 |
| 8 | -146.2921 | -177.7207 | -168.8169 | -174.9678 | 0.9517 |
| 9 | -131.7464 | -175.7464 | -165.9523 | -171.2291 | 0.9518 |
| 10 | -111.3603 | -173.7603 | -163.0758 | -167.4256 | 0.9518 |
| 1 | | | | | |

Among models with 1-10 predictors, the optimal model contains 4 predictors with AICc = -171.7725.

第一步(Step 1)为给定解释变量个数 $p = 1, \dots, 10$,选择相应的次优模型(suboptimal models);第二步(Step 2)则列出相应的信息准则,并最终根据AICc准则选择了包含4个解释变量的最优模型。

| Fitting results | in the pretre | atment perio | od using | OLS: | | |
|---|--|--|--|---|---|--|
| Treated Unit | : Но | ngKong | Treatme | ent Time | = | 1997q3 |
| Number of Obser Number of Pred | | 18 4 | Root Me R-squar | ean Squared ced | Error = = | 0.00578 |
| gdp·HongKong | Coefficient | Std. err. | t | P> t | [95% conf. | interval] |
| gdp·Korea gdp·Japan gdp·Taiwan gdp·UnitedSt~s _cons | -0.4323 -0.6760 0.7926 0.4860 0.0263 | 0.0634 0.1117 0.3099 0.2195 0.0170 | -6.82 -6.05 2.56 2.21 1.54 | 0.000 0.000 0.024 0.045 0.147 | -0.5692 -0.9172 0.1231 0.0118 -0.0105 | -0.2954 -0.4347 1.4621 0.9603 0.0631 |

最优模型所包含的4个解释变量分别为Korea, Japan, Taiwan与 USA的gdp。

处理前(pretreatment)回归的 R^2 达到0.93144,表明处理前拟合良好。

下表汇报了处理后(posttreatment)的实际结果、预测结果及二者之差(即处理效应)。

其中,处理后的平均处理效应为-0.0396。

| Time | Actual Outcome | Predicted Outcome | Treatment Effect |
|--------|----------------|-------------------|------------------|
| 1997q3 | 0.0610 | 0.0798 | -0.0188 |
| 1997q4 | 0.0140 | 0.0810 | -0.0670 |
| 1998q1 | -0.0320 | 0.1294 | -0.1614 |
| 1998q2 | -0.0610 | 0.1433 | -0.2043 |
| 1998q3 | -0.0810 | 0.1319 | -0.2129 |
| 1998q4 | -0.0650 | 0.1390 | -0.2040 |
| 1999q1 | -0.0290 | 0.0876 | -0.1166 |
| 1999q2 | 0.0050 | 0.0670 | -0.0620 |
| 1999q3 | 0.0390 | 0.0400 | -0.0010 |
| 1999q4 | 0.0830 | 0.0445 | 0.0385 |
| 2000q1 | 0.1070 | 0.0434 | 0.0636 |
| 2000q2 | 0.0750 | 0.0398 | 0.0352 |
| 2000q3 | 0.0760 | 0.0524 | 0.0236 |
| 2000q4 | 0.0630 | 0.0318 | 0.0312 |
| 2001q1 | 0.0270 | 0.0118 | 0.0152 |
| 2001q2 | 0.0150 | -0.0177 | 0.0327 |
| 2001q3 | -0.0010 | -0.0177 | 0.0167 |
| 2001q4 | -0.0170 | 0.0184 | -0.0354 |
| 2002q1 | -0.0100 | 0.0314 | -0.0414 |
| 2002q2 | 0.0050 | 0.0500 | -0.0450 |
| 2002q3 | 0.0280 | 0.0577 | -0.0297 |
| 2002q4 | 0.0480 | 0.0346 | 0.0134 |
| 2003q1 | 0.0410 | 0.0538 | -0.0128 |
| 2003q2 | -0.0090 | 0.0251 | -0.0341 |
| 2003q3 | 0.0380 | 0.0628 | -0.0248 |
| 2003q4 | 0.0470 | 0.0761 | -0.0291 |
| Mean | 0.0180 | 0.0576 | -0.0396 |

Note: The average treatment effect over the posttreatment period is -0.0396.

输出结果还包括了结果变量的缺口图(gap graph)与处理效应图, 参见图19.2与图19.3。

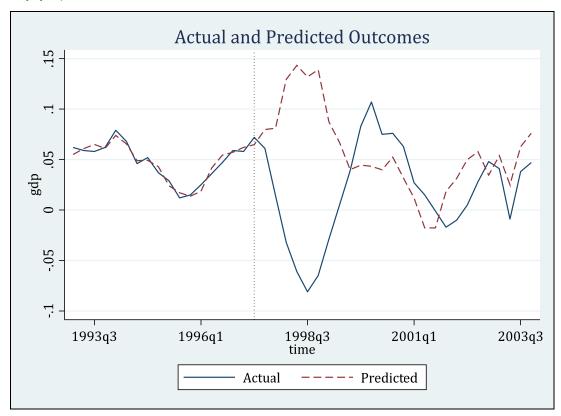


图19.2 结果变量的缺口图(政治整合)

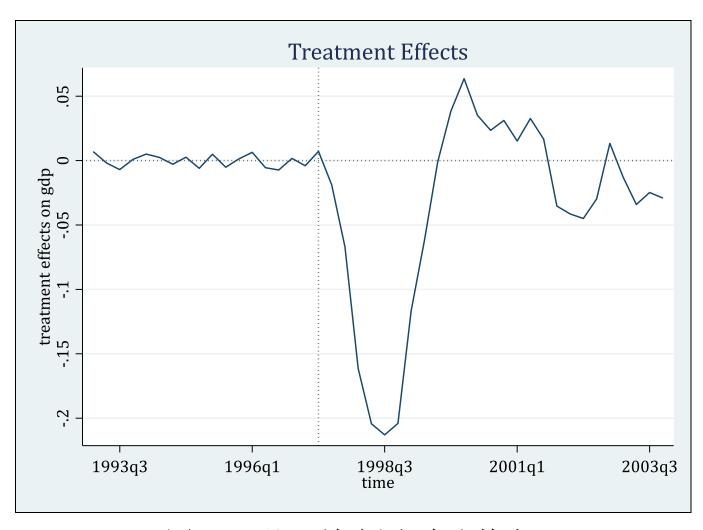


图19.3 处理效应图(政治整合)

Hsiao et al. (2012)进一步考察了2004年1月1日《内地与香港关于建立更紧密经贸关系的安排》实施后的效应。

该"经济整合"(economic integration)政策始于2004Q1,根据以上计算,其对应的时期为176。

在下面进行时间安慰剂检验时,假定政策冲击始于2002Q1,可 计算其相应的时期:

. dis tq(2002q1) 168

在此例中,由于处理前的时期数为44期(1993Q1-2003Q4),故不再限制捐赠池中的控制地区。

输入以下命令进行RCM估计(仍使用默认的最优子集法与AICc 准则),并同时进行空间与时间安慰剂检验:

. rcm gdp, trunit(9) trperiod(176) placebo(unit cut(2) period(168))

其中,选择项"placebo(unit cut(2))"表示进行空间安慰剂检验,但仅使用处理前MSPE不超过处理地区处理前MSPE 2 倍的控制地区。

选择项"period(168)"指定以2002Q1作为伪处理时间,进行时间安慰剂检验。

Step 1: Select the suboptimal models

(method best specified)

Note: If this takes too long, you may wish to try method(lasso)(recommended), method(forward) or method(backward). Alternatively, you may restrict indepvars, and/or the donor pool by the option counit().

Selecting the suboptimal model with number of predictors 1-24...

Step 2: Select the optimal model from the suboptimal models (criterion aicc specified)

Comparing the suboptimal models containing different set of predictors:

| K | AICc | AIC | BIC | MBIC | R-squared |
|----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 1 | -313.8269 | -314.4269 | -309.0743 | -324.5878 | 0.5877 |
| 2 | -335.2386 | -336.2642 | -329.1275 | -342.8407 | 0.7602 |
| 3 | -348.2800 | -349.8590 | -340.9380 | -353.6787 | 0.8318 |
| 4 | -365.6420 | -367.9122 | -357.2071 | -369.1072 | 0.8933 |
| 5 | -377.4412 | -380.5523 | -368.0630 | -379.1038 | 0.9235 |
| 6 | -378.9426 | -383.0569 | -368.7833 | -378.9029 | 0.9310 |
| 7 | -378.9074 | -384.2016 | -368.1439 | -377.2679 | 0.9357 |
| 8 | -378.5854 | -385.2521 | -367.4102 | -375.4631 | 0.9400 |
| 9 | -377.5003 | -385.7503 | -366.1242 | -373.0328 | 0.9433 |
| 10 | -375.0098 | -385.0744 | -363.6641 | -369.3589 | 0.9450 |
| 11 | -372.4606 | -384.5939 | -361.3994 | -365.8154 | 0.9469 |
| 12 | -369.2578 | -383.7405 | -358.7619 | -361.8379 | 0.9483 |
| 13 | -365.9158 | -383.0586 | -356.2958 | -357.9747 | 0.9498 |
| 14 | -362.5660 | -382.7142 | -354.1671 | -354.3955 | 0.9516 |
| 15 | -358.3157 | -381.8542 | -351.5230 | -350.2504 | 0.9529 |
| 16 | -353.3736 | -380.7336 | -348.6182 | -345.7974 | 0.9538 |
| 17 | -348.1579 | -379.8246 | -345.9250 | -341.5114 | 0.9549 |
| 18 | -342.4931 | -379.0149 | -343.3311 | -337.2826 | 0.9561 |
| 19 | -335.8492 | -377.8492 | -340.3812 | -332.6578 | 0.9570 |
| 20 | -328.0881 | -376.2785 | -337.0264 | -327.5902 | 0.9574 |
| 21 | -319.2286 | -374.4286 | -333.3922 | -322.2073 | 0.9575 |
| 22 | -309.3373 | -372.4952 | -329.6747 | -316.7067 | 0.9576 |
| 23 | -298.3113 | -370.5335 | -325.9288 | -311.1450 | 0.9576 |
| 24 | -285.9617 | -368.5499 | -322.1610 | -305.5301 | 0.9576 |

Among models with 1-24 predictors, the optimal model contains 6 predictors with AICc = -378.9426.

| Fitting results in the pretreatment period using OLS: | | | | | | |
|---|--|-----------|---------|----------|------------|-----------|
| Treated Unit | : н | ongKong | Treatme | ent Time | = | 2004q1 |
| Number of Obse | Number of Observations = 44 Root Mean Squared Error = 0.0117 | | | | | 0.01170 |
| Number of Pred | 6 | R-squar | red | = | 0.93097 | |
| | | | | | | |
| gdp·HongKong | Coefficient | Std. err. | t | P> t | [95% conf. | interval] |
| gdp·Norway | 0.3222 | 0.0538 | 5.99 | 0.000 | 0.2132 | 0.4311 |
| gdp·Austria | -1.0115 | 0.1682 | -6.01 | 0.000 | -1.3524 | -0.6707 |
| gdp·Korea | 0.3447 | 0.0469 | 7.35 | 0.000 | 0.2497 | 0.4398 |
| gdp·Mexico | 0.3129 | 0.0510 | 6.13 | 0.000 | 0.2095 | 0.4162 |
| gdp·Italy | -0.3177 | 0.1591 | -2.00 | 0.053 | -0.6400 | 0.0046 |
| gdp·Singapore | 0.1845 | 0.0546 | 3.38 | 0.002 | 0.0739 | 0.2951 |
| _cons | -0.0019 | 0.0037 | -0.52 | 0.603 | -0.0094 | 0.0056 |
| | | | | | | |

| Time | Actual Outcome | Predicted Outcome | Treatment Effect |
|--------|----------------|-------------------|------------------|
| 2004q1 | 0.0770 | 0.0493 | 0.0277 |
| 2004q2 | 0.1200 | 0.0686 | 0.0514 |
| 2004q3 | 0.0660 | 0.0515 | 0.0145 |
| 2004q4 | 0.0790 | 0.0446 | 0.0344 |
| 2005q1 | 0.0620 | 0.0217 | 0.0403 |
| 2005q2 | 0.0710 | 0.0177 | 0.0533 |
| 2005q3 | 0.0810 | 0.0333 | 0.0477 |
| 2005q4 | 0.0690 | 0.0290 | 0.0400 |
| 2006q1 | 0.0900 | 0.0471 | 0.0429 |
| 2006q2 | 0.0620 | 0.0417 | 0.0203 |
| 2006q3 | 0.0640 | 0.0250 | 0.0390 |
| 2006q4 | 0.0660 | 0.0009 | 0.0651 |
| 2007q1 | 0.0550 | -0.0101 | 0.0651 |
| 2007q2 | 0.0620 | 0.0092 | 0.0528 |
| 2007q3 | 0.0680 | 0.0143 | 0.0537 |
| 2007q4 | 0.0690 | 0.0508 | 0.0182 |
| 2008q1 | 0.0730 | 0.0538 | 0.0192 |
| Mean | 0.0726 | 0.0323 | 0.0403 |

Note: The average treatment effect over the posttreatment period is 0.0403.

根据AICc准则选择的最优模型包含6个解释变量,分别为Norway, Austria, Korea, Mexico, Italy与Singapore的*gdp*。

处理前回归的 R^2 达到0.93,而处理后的平均处理效应为0.0403。

图19.4提供结果变量的缺口图,而图20.5汇报处理效应图。

处理后各期的处理效应均为正。

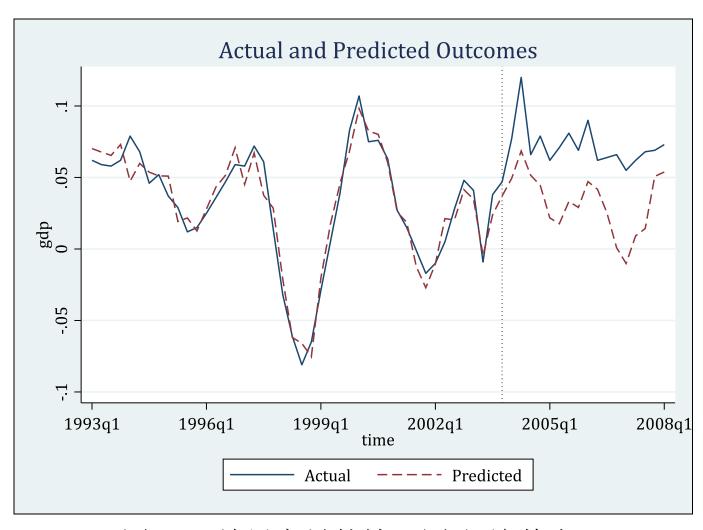


图19.4 结果变量的缺口图(经济整合)

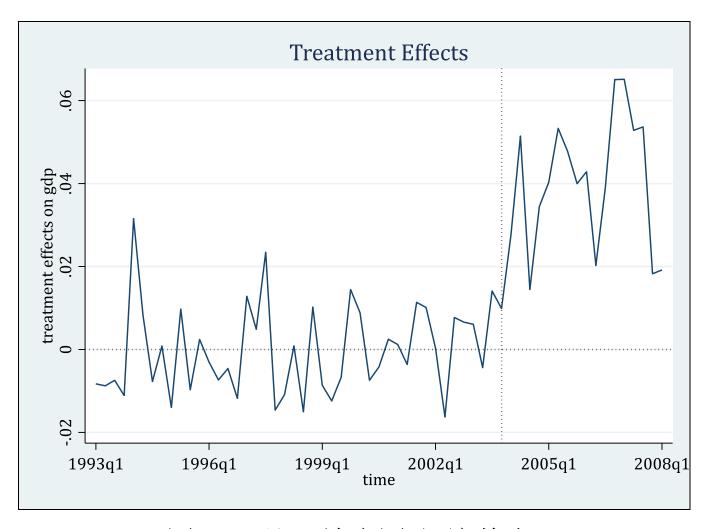


图19.5 处理效应图(经济整合)

Implementing in-space placebo test using fake treatment unit Australia...Austria...Canada
> ...China...Denmark...Finland...France...Germany...Indonesia...Italy...Japan...Korea...M
> alaysia...Mexico...Netherlands...NewZealand...Norway...Philippines...Singapore...Switze
> rland...Taiwan...Thailand...UnitedKingdom...UnitedStates...

In-space placebo test results using fake treatment units:

| Unit | Pre MSPE | Post MSPE | Post/Pre MSPE | Pre MSPE of Fake Unit/ Pre MSPE of Treated Unit |
|---------------|----------|-----------|---------------|--|
| HongKong | 0.0001 | 0.0019 | 13.6476 | 1.0000 |
| Australia | 0.0000 | 0.0004 | 14.3928 | 0.1814 |
| Austria | 0.0000 | 0.0003 | 14.7224 | 0.1426 |
| Canada | 0.0000 | 0.0003 | 19.8517 | 0.1259 |
| China | 0.0001 | 0.0003 | 4.3546 | 0.5773 |
| Denmark | 0.0001 | 0.0004 | 5.2005 | 0.5917 |
| Finland | 0.0001 | 0.0005 | 6.5523 | 0.5160 |
| France | 0.0000 | 0.0001 | 5.1466 | 0.1361 |
| Germany | 0.0000 | 0.0002 | 6.6048 | 0.1962 |
| Indonesia | 0.0008 | 0.0063 | 7.5850 | 6.0831 |
| Italy | 0.0000 | 0.0002 | 7.7817 | 0.1794 |
| Japan | 0.0001 | 0.0010 | 12.2561 | 0.6221 |
| Korea | 0.0003 | 0.0025 | 7.1280 | 2.5263 |
| Malaysia | 0.0004 | 0.0030 | 7.9645 | 2.7964 |
| Mexico | 0.0001 | 0.0011 | 7.2415 | 1.0675 |
| Netherlands | 0.0000 | 0.0002 | 4.6411 | 0.2478 |
| NewZealand | 0.0001 | 0.0007 | 5.0338 | 1.0547 |
| Norway | 0.0003 | 0.0016 | 5.1450 | 2.3006 |
| Philippines | 0.0002 | 0.0005 | 2.2760 | 1.5688 |
| Singapore | 0.0001 | 0.0016 | 10.7082 | 1.0759 |
| Switzerland | 0.0000 | 0.0007 | 16.8424 | 0.2860 |
| Taiwan | 0.0001 | 0.0004 | 3.9496 | 0.6809 |
| Thailand | 0.0003 | 0.0021 | 7.3784 | 2.0602 |
| UnitedKingdom | 0.0000 | 0.0002 | 12.8229 | 0.1280 |
| UnitedStates | 0.0000 | 0.0002 | 16.1654 | 0.0830 |

Note: (1) Using all control units, the probability of obtaining a post/pretreatment MSPE ratio as large as HongKong's is 0.2400.

- (2) Excluding control units with pretreatment MSPE 2 times larger than the treated unit, the probability of obtaining a post/pretreatment MSPE ratio as large as HongKong's is 0.3000.
- (3) The pointwise p-values below are computed by excluding control units with pretreatment MSPE 2 times larger than the treated unit.

 (4) There are 5 units with pretreatment MSPE 2 times larger than the treated
- (4) There are 5 units with pretreatment MSPE 2 times larger than the treated unit, including Indonesia Korea Malaysia Norway Thailand.

空间安慰剂检验的结果显示,香港的处理后与处理前MSPE比值 (Post/Pre MSPE)并非最大;若使用所有控制地区,则相应的*p* 值高达0.24(参见上表底部Note(1))。

若限制处理前MSPE不超过处理地区MSPE的两倍,将排除5个控制地区,则相应的p值进一步上升为0.30(参见上表底部Note(2))。

图19.6展示了处理后与处理前的MSPE比值的条形图。香港的MSPE比值仅排在第6位,故整体上处理效应不显著。

图19.7的安慰剂效应分布图(即意面图)显示,在处理后的有些时期,香港的处理效应大于所有的安慰剂效应。

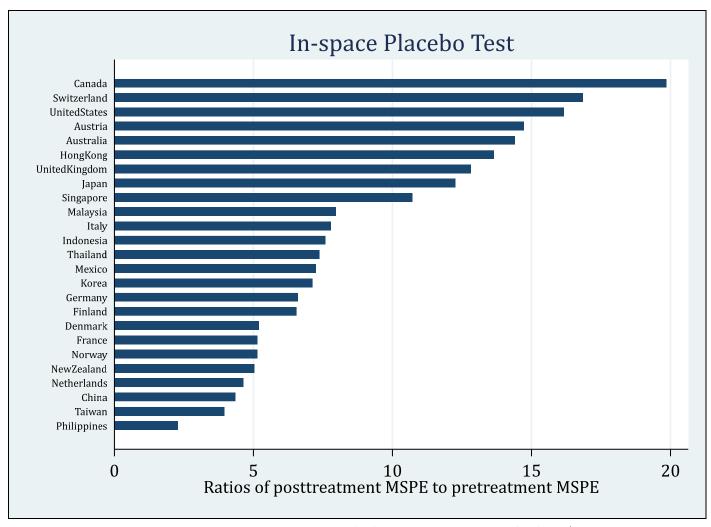


图19.6 处理后与处理前的MSPE比值的条形图

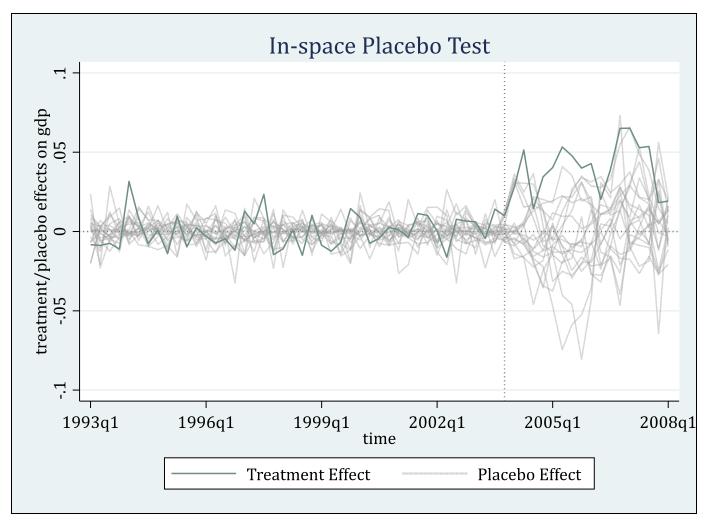


图19.7 安慰剂效应的分布图

In-space placebo test results using fake treatment units (continued, cutoff = 2):

| Time | Treatment Effect | p-value Two-sided | of Treatment Right-sided | |
|--------|------------------|----------------------|-----------------------------|--------|
| | | | | |
| 2004q1 | 0.0277 | 0.2500 | 0.2500 | 0.8000 |
| 2004q2 | 0.0514 | 0.0500 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2004q3 | 0.0145 | 0.6500 | 0.3500 | 0.7000 |
| 2004q4 | 0.0344 | 0.1000 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2005q1 | 0.0403 | 0.1000 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2005q2 | 0.0533 | 0.1000 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2005q3 | 0.0477 | 0.1000 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2005q4 | 0.0400 | 0.1500 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2006q1 | 0.0429 | 0.1000 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2006q2 | 0.0203 | 0.5000 | 0.2500 | 0.8000 |
| 2006q3 | 0.0390 | 0.0500 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2006q4 | 0.0651 | 0.1000 | 0.1000 | 0.9500 |
| 2007q1 | 0.0651 | 0.1000 | 0.1000 | 0.9500 |
| 2007q2 | 0.0528 | 0.1000 | 0.1000 | 0.9500 |
| 2007q3 | 0.0537 | 0.0500 | 0.0500 | 1.0000 |
| 2007q4 | 0.0182 | 0.6000 | 0.3500 | 0.7000 |
| 2008q1 | 0.0192 | 0.2500 | 0.2000 | 0.8500 |
| | | | | |

Note: (1) The two-sided p-value of the treatment effect for a particular period is defined as the frequency that the absolute values of the placebo effects are greater than or equal to the absolute value of treatment effect.

(2) The right-sided (left-sided) p-value of the treatment effect for a particular period is defined as the frequency that the placebo effects are greater (smaller) than or equal to the treatment effect.

(3) If the estimated treatment effect is positive, then the right-sided p-value is recommended; whereas the left-sided p-value is recommended if the estimated treatment effect is negative.

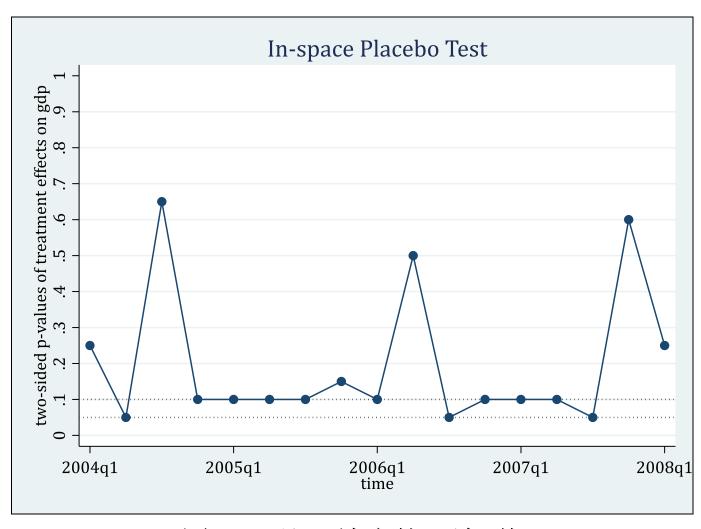


图19.8 处理效应的双边p值

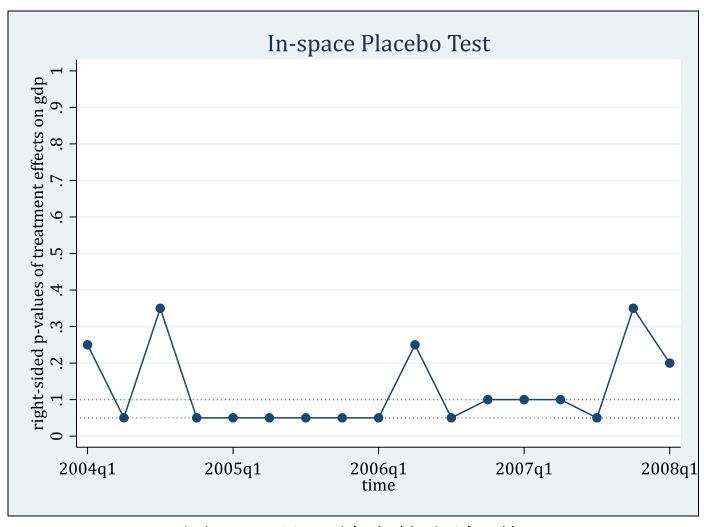


图19.9 处理效应的右边p值

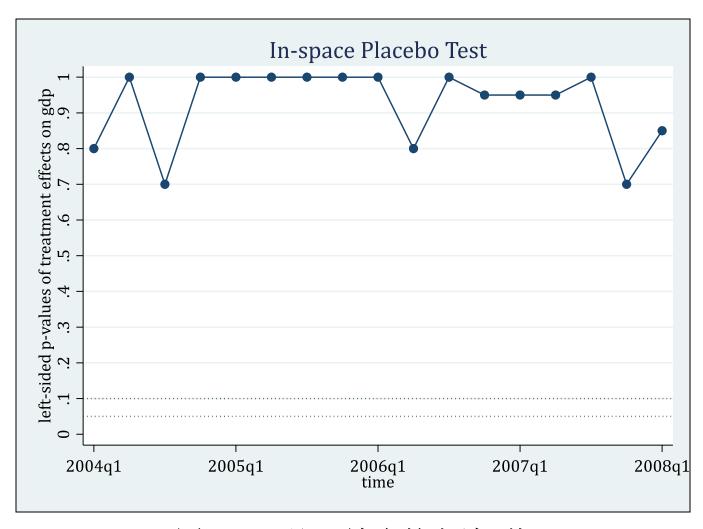


图19.10 处理效应的左边p值

Implementing in-time placebo test using fake treatment time 2002q1...

In-time placebo test results using fake treatment time 2002q1:

| Time | Actual Outcome | Predicted Outcome | Treatment Effect |
|--------|----------------|-------------------|------------------|
| 2002q1 | -0.0100 | -0.0067 | -0.0033 |
| 2002q2 | 0.0050 | 0.0196 | -0.0146 |
| 2002q3 | 0.0280 | 0.0201 | 0.0079 |
| 2002q4 | 0.0480 | 0.0365 | 0.0115 |
| 2003q1 | 0.0410 | 0.0256 | 0.0154 |
| 2003q2 | -0.0090 | -0.0076 | -0.0014 |
| 2003q3 | 0.0380 | 0.0216 | 0.0164 |
| 2003q4 | 0.0470 | 0.0370 | 0.0100 |
| 2004q1 | 0.0770 | 0.0533 | 0.0237 |
| 2004q2 | 0.1200 | 0.0693 | 0.0507 |
| 2004q3 | 0.0660 | 0.0477 | 0.0183 |
| 2004q4 | 0.0790 | 0.0388 | 0.0402 |
| 2005q1 | 0.0620 | 0.0154 | 0.0466 |
| 2005q2 | 0.0710 | 0.0135 | 0.0575 |
| 2005q3 | 0.0810 | 0.0344 | 0.0466 |
| 2005q4 | 0.0690 | 0.0308 | 0.0382 |
| 2006q1 | 0.0900 | 0.0499 | 0.0401 |
| 2006q2 | 0.0620 | 0.0414 | 0.0206 |
| 2006q3 | 0.0640 | 0.0290 | 0.0350 |
| 2006q4 | 0.0660 | 0.0065 | 0.0595 |
| 2007q1 | 0.0550 | -0.0024 | 0.0574 |
| 2007q2 | 0.0620 | 0.0192 | 0.0428 |
| 2007q3 | 0.0680 | 0.0211 | 0.0469 |
| 2007q4 | 0.0690 | 0.0580 | 0.0110 |
| 2008q1 | 0.0730 | 0.0592 | 0.0138 |
| Mean | 0.0569 | 0.0293 52 | 0.0276 |

Note: The average treatment effect over the posttreatment period is 0.0276.

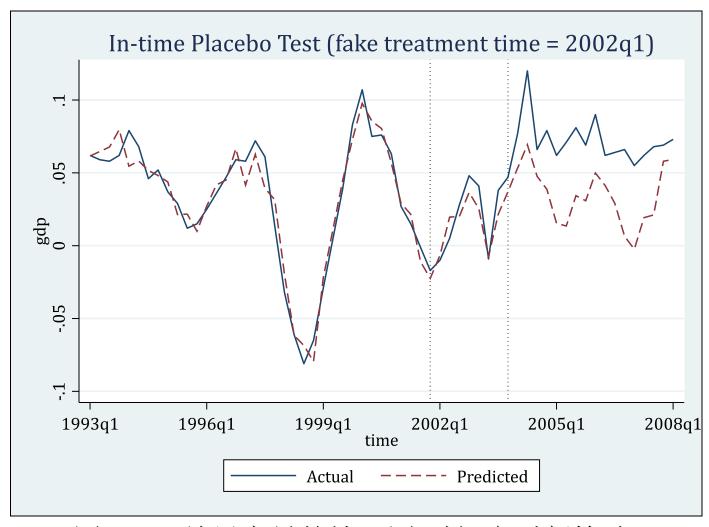


图19.11 结果变量的缺口图(时间安慰剂检验)

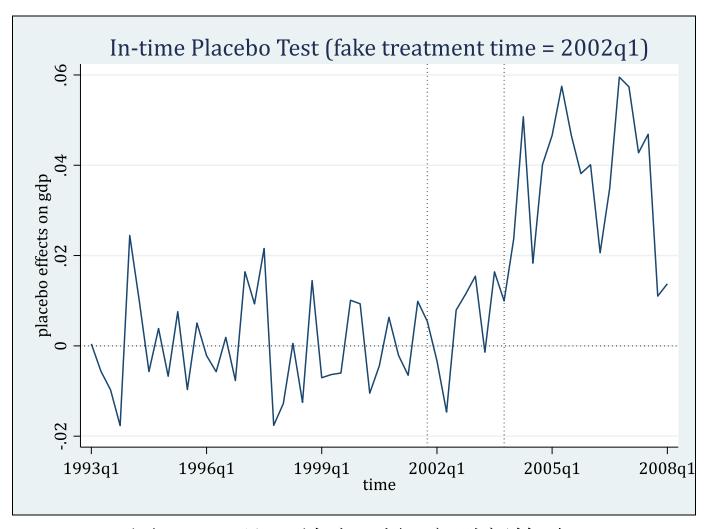


图19.12 处理效应(时间安慰剂检验)