

基于事件研究的政策效应测算

——以吉林省农业国内支持政策对农村内需的拉动效应为实证

王洪会, 何彦林

(长春理工大学经济管理学院, 吉林长春, 130022)

摘要: 经济政策对实际经济能产生复杂的动态效果, 可以通过分析此政策的短期总效应以及长期的自发效应来研究和度量, 前者通过测量受政策影响的经济变量超出预期趋势的变化来衡量, 后者则通过政策作用于经济的传导机制及其表现来研究政策的某些独立效应, 从而估计或者测算某现实政策的长期效应。借鉴事件研究的基本思想, 可以建立一种经济政策效应测算的新方法。通过政策(事件)的实际实施来决定效应测算研究的时间起始点, 并排除其他事件的干扰, 重视“政策”与“统计数据变化”之间的因果联系, 因此, 该方法适于对政策效应进行事前评估和事后检验。正文建立了相关理论模型, 并采用此方法实证分析了吉林省农业国内支持政策对农村内需的拉动效应。

关键词: 政策效应; 事件研究; 测算; 农村内需; 计量模型; 减税政策

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2012)05-0141-07

传统的政策研究多采用逻辑分析, 对于政策的评价也大多停留在定性阶段, 这类政策研究可以归于专家评议法。对于政策的定量研究, 大多是针对政策实施结果的研究, 主要的定量研究方法可以归纳为对比分析法与统计分析法^[1]。对于那些有成熟经济学理论支持的政策措施, 因其作用于经济有比较确定的路径, 且有诸多统计量可以反映政策的变动, 因此可以通过借鉴金融计量经济学里的事件研究方法进行研究。

事件研究法是一种统计方法, 研究当市场上某一个事件发生时, 股价是否会产生波动, 以及是否会产生“非正常收益”, 借此了解股价的波动与该事件是否相关。对某公司 i 和时期 t 有: $\varepsilon_{it}^* = R_{it} - E[R_{it} | X_t]$, 其中 ε_{it}^* 和 R_{it} 分别为 t 时期公司股价非正常和正常收益, X_t 为正常绩效模型的状态信息^[2]。政策作用于经济, 其作用形式和性质与事件对公司股价的影响是类似的, 只是前者的分析更加复杂。比如减税政策, 它会直接影响居民收入的统计数据, 也可以通过传导机制间接作用于收入。如果能分析清楚政策作用于收入的间接过程或者说传导机制, 那么依靠基本的经济学理论及实证模型, 就可以计算出政策对经济所产生的

实际效应。本文将建立相关的理论并作实证分析。

一、一般理论和方法

(一) 单变量模型

设随时间变化的经济变量 Y 与 F 有内在稳定的线性函数关系: $Y_t = a_0 + a_1 F_t$ 。从第 t 期末到 $t+1$ 期末, 自变量 F 从 F_t 自发变动到 F_{t+1} , 同时因变量 Y 会从 Y_t 变到 Y_{t+1} 。那么 Y 的变化量为: $\Delta Y_{t+1} = Y_{t+1} - Y_t = a_1(F_{t+1} - F_t) = a_1 \Delta F_{t+1}$ 。

如果每个人完全了解 Y 和 F 的函数关系, 以及 Y 和 F 随时间变化的历史趋势, 那么经济系统内在的动力会使 ΔF 以及 ΔY 稳定地变动, 也即 ΔF 和 ΔY 的时间序列是平稳的。这样可以通过这种稳定的运动预测未来短期(几年)趋势, 即通过观察序列 $\{\Delta F_t\}$ 或 $\{\Delta Y_t\}$ 的前 t 期的观测值之后, 可以预测 ΔF_{t+1} 或 ΔY_{t+1} 等。

这里用 $E_t(\Delta F_{t+1})$ 表示利用 $\{\Delta F_t\}$ 第 t 期及以前时期的观测值预测的 ΔF_{t+1} :

$$E_t(\Delta F_{t+1}) = E_t(E_{t+1} - F_t) = E_t(F_{t+1}) - F_t, \text{ 即得 } E_t(F_{t+1})。$$

收稿日期: 2012-02-14; 修回日期: 2012-06-15

基金项目: 吉林省社会科学基金资助项目(2009B132); 吉林省企业经济研究中心成果

作者简介: 王洪会(1971-), 女, 天津市人, 博士, 长春理工大学经济管理学院副教授, 主要研究方向: 产业政策; 何彦林(1986-), 男, 四川通江县人, 长春理工大学经济管理学院产业经济学专业硕士研究生, 主要研究方向: 产业政策, 数量金融。

同理 $E_t(\Delta Y_{t+1})=E_t(Y_{t+1}-Y_t)=E_t(Y_{t+1})-Y_t$ ，即得 $E_t(Y_{t+1})$ 。

当然还可以 $E_t(\Delta Y_{t+1})=E_t(Y_{t+1}-Y_t)=E_t(\alpha_1 \Delta F_{t+1})=\alpha_1 E_t(\Delta F_{t+1})$ ，从下文可以知两个计算方法有不同的含义。

定义， $\Delta F'_{t+1} = \Delta F_{t+1} - E_t(\Delta F_{t+1}) = F_{t+1} - E_t(F_{t+1})$ ，且定义 $\Delta Y'_{t+1} = \Delta Y_{t+1} - E_t(\Delta Y_{t+1}) = Y_{t+1} - E_t(Y_{t+1})$ 。

在原序列 $\{\Delta F_t\}$ 平稳的条件下，有 $F_{t+1}=E_t(F_{t+1})+\varepsilon_{F_{t+1}}$ ，其中 ε 为白噪声，则可以得到： $\Delta F'_{t+1} = F_{t+1} - E_t(F_{t+1}) = \varepsilon_{F_{t+1}}$ ，这样理论均值 $E(\Delta F'_{t+1}) = E(\varepsilon_{F_{t+1}}) = 0$ 。

在原序列 $\{\Delta Y_t\}$ 平稳的条件下，同样有 $Y_{t+1}=E_t(Y_{t+1})+\varepsilon_{Y_{t+1}}$ ，其中 ε 为白噪声，则可以得到理论均值： $E(\Delta Y'_{t+1}) = E(\varepsilon_{Y_{t+1}}) = E(\alpha_1 \varepsilon_{F_{t+1}}) = 0$ 。

然而在序列 $\{\Delta F_t\}$ 或 $\{\Delta Y_t\}$ 结构变动的情况下，理论均值 $E(\Delta F'_{t+1})$ 和 $E(\Delta Y'_{t+1})$ 将不会再保持为 0。我们认为使得原平稳序列不再保持平稳的一个外部事件为一次冲击，如果在 $t+1$ 期内有一次这样的冲击，它使得原模型无法对冲击期末的变量数值作很好的解释，其直接表现在于 $E(\Delta F'_{t+1})$ 和 $E(\Delta Y'_{t+1})$ 显著的异于 0。这里分以下三种情况讨论：

(1) 如果这个冲击仅仅使得 $E(\Delta F'_{t+1}) \neq 0$ 很显著，而原模型 $Y=f(F)$ 结构不变化，那么这次冲击对 Y 的额外影响为： $\Delta Y'_{t+1} = Y_{t+1} - E_t(Y_{t+1}) = \alpha_0 + \alpha_1 F_{t+1} - (\alpha_0 + \alpha_1 E_t(F_{t+1})) = \alpha_1 \Delta F'_{t+1}$ 。

(2) 如果这次冲击仅仅影响 Y 与 F 内在关系，即 $Y=f(F)$ 的结构，而不影响 F 的预期差值，设新的函数关系为： $Y_t = \alpha'_0 + \alpha'_1 F_t$ ，那么这次冲击对 Y 的影响为：

$$\Delta Y'_{t+1} = \alpha'_0 + \alpha'_1 F_{t+1} - (\alpha_0 + \alpha_1 F_{t+1}) = \Delta \alpha_0 + F_{t+1} \Delta \alpha_1$$

(3) 如果冲击有明显的以上两方面作用，那么对 Y 的总效应为：

$$\begin{aligned} \Delta Y'_{t+1} &= \alpha'_0 + \alpha'_1 F_{t+1} - (\alpha_0 + \alpha_1 E_t(F_{t+1})) = \\ &(\alpha'_0 - \alpha_0) + \alpha'_1 F_{t+1} - \alpha_1 (F_{t+1} - \Delta F'_{t+1}) = \\ &\Delta \alpha_0 + F_{t+1} \Delta \alpha_1 + \alpha_1 \Delta F'_{t+1} = \\ &\Delta \alpha_0 + \Delta \alpha_1 E_t(F_{t+1}) + \alpha'_1 \Delta F'_{t+1} = \\ &\Delta Y'_{t+1} + \Delta Y'_{t+1} + \Delta \alpha_1 \Delta F'_{t+1} \end{aligned}$$

实际应用中，如果 $t+1$ 期末值 F_{t+1} 容易得到，那么就用第三行公式，如果 F 时间序列数据充足，则 $E_t(F_{t+1})$ 容易计算，那么就用第四行公式，本文实证部分用的是第三行公式。

由分析可知，检测冲击效应首先需要确定一个冲击发生时间，在这个时间里要时序列 $\{\Delta F_t\}$ 或 $\{\Delta Y_t\}$ 发生结构性的变动，检验结构性变动可以使用虚拟变量法^[3]。如果冲击效应显著则需要测算 F 的超预期数值 $\Delta F'_{t+1}$ 或者函数系数的变动。

(二) 多变量模型

在经济系统稳定的基本假设下，一次未预测到的政策刺激对经济的影响就是一次冲击。政策影响分直接影响和间接影响。直接影响是那些不需要中间过程就产生效果的政策，比如直接赠送生活用品提高居民消费等。直接的影响过程实际也是通过收入效应等达到对行为的作用，因而这些政策的直接作用过程也可以通过收入等相关中间变量而达到间接作用于需求的目的，因而只需分析间接影响即可。本文中把那些政策通过一些中间变量如 F_t （具体不知）去影响需求的过程称为间接过程。

对某因变量 XD （如消费需求），设它有 M 个影响因素，其中前 $N(N \leq M)$ 个因素可以被政策迅速地直接影响（如在一年内）。如果这 M 个因素可以分离出来计量的话，不妨设一般的函数形式是：

$$XD_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i F_{it} + \sum_{j=N+1}^M \alpha_j F_{jt}$$

式中： $F_1=1$ ， α 可以取 0。

那么类似于单变量模型， $t+1$ 时期内某政策会有如下作用：

(1) 仅仅使得 F_{it+1} 的值发生超过预测的变动，设此变动量为 $\Delta F'_{it+1}$ ，则政策冲击导致的 XD_{t+1} 的变动为： $\Delta XD'_{t+1} = \sum_{i=1}^N \alpha_i \Delta F'_{it+1}$ 。那些受明显影响的变量的超预期变动会明显异于 0，而其他变量会显著为 0。

(2) 若仅仅使得系数 $\alpha_i (i \leq N)$ 发生变化，设此变化量为 $\Delta \alpha_i$ ，则政策冲击导致的 XD_{t+1} 的变动为： $\Delta XD'_{t+1} = \sum_{i=1}^N F_{it+1} \Delta \alpha_i$ 。很明显，如果 $\alpha_i (i \leq N)$ 不发生变化，式中对应 $\Delta \alpha_i = 0$ 。

(3) 如果政策冲击有明显的以上两方面作用，那么对 XD_{t+1} 的总效应为：

$$\begin{aligned} \Delta XD'_{t+1} &= \sum_{i=1}^N (\alpha_i \Delta F'_{it+1} + F_{it+1} \Delta \alpha_i + \Delta F'_{it+1} \Delta \alpha_i) = \\ &\Delta XD'_{t+1} + \Delta XD'_{t+1} + \sum_{i=1}^N \Delta F'_{it+1} \Delta \alpha_i \end{aligned}$$

同第一节定义类似，以上各式中， $\Delta F'_{it+1} = F_{it+1} - E_t(F_{it+1})$ 。由于在 t 期及前期 $XD=f(F_1, \dots, F_M)$ 函数结

构或系数不发生变动, 对于由冲击造成的系数变动是我们用 t 期及其以前期的信息难以得到的, 即我们预期的系数应该是不变的, 所以 $\Delta\alpha_{it+1} = \alpha_{it+1} - E_t(\alpha_{it+1}) = \alpha_{it+1} - \alpha_{it} = \alpha'_i - \alpha_i = \Delta\alpha_i$ 。当然, 那些人们行为自发变动而形成的系数变动(如边际消费倾向递减)应该是可以预测的, 或者说 $\alpha_{it+1} = E_t(\alpha_{it+1})$, 即此时的 $\Delta\alpha_{it+1} = 0$ 。

上面的推理主要基于线性方程 $Y=f(F)$ 或 $XD=f(F_1, F_2, \dots, F_M)$, 而不是使用 $\{\Delta Y_t\}$ 或 $\{\Delta XD_t\}$ 序列的数值。使用线性方程主要目的在于找出冲击与经济表现之间的逻辑关系和传导机制, 而用时间序列作结构性变动检验得不到这些信息。但是可以肯定的是用时间序列作预测的 ΔY_{t+1}^p 或 ΔXD_{t+1}^p 与线性方程预测的会不一样, 而且线性方程残差的方差更大或者说其残差会比时间序列残差包含更多冲击信息, 这是由于在选择自变量时容易忽略一些影响变量, 这个问题只能通过选择尽可能多且系数显著而相互之间相关系数又比较小的变量来减弱。

实际情况中常用到对数模型, 因为在推理上自然对数和以其他数为底的对数是一样的, 所以不妨设自然对数模型为:

$$\ln XD_t = \sum_{i=1}^N \alpha_i \ln F_{it} + \sum_{j=N+1}^M \alpha_j \ln F_{jt}$$

同前, $t+1$ 时期内发生某政策冲击。

$$\begin{aligned} \frac{XD_{t+1}}{E_t(XD_{t+1})} &= \frac{E_t(XD_{t+1}) + \Delta XD_{t+1}^p}{E_t(XD_{t+1})} = \\ &= \prod_{i=1}^N \left[\frac{F_{it+1}}{E_t(F_{it+1})} \right]^{\alpha_i} \prod_{i=1}^N [F_{it+1}]^{\Delta\alpha_i} = \\ &= \prod_{i=1}^N \left[1 + \frac{\Delta F'_{it+1}}{E_t(F_{it+1})} \right]^{\alpha_i} \prod_{i=1}^N [F_{it+1}]^{\Delta\alpha_i} = \\ &= \prod_{i=1}^N \left[\frac{F_{it+1}}{F_{it+1} - \Delta F'_{it+1}} \right]^{\alpha_i} \prod_{i=1}^N [F_{it+1}]^{\Delta\alpha_i} \end{aligned}$$

得到:

$$\Delta XD_{t+1}^p = \frac{\prod_{i=1}^N \left[\frac{F_{it+1}}{F_{it+1} - \Delta F'_{it+1}} \right]^{\alpha_i} \prod_{i=1}^N [F_{it+1}]^{\Delta\alpha_i} - 1}{E_t(XD_{t+1})}$$

其中 $E_t(XD_{t+1}) = \prod_{i=1}^N [F_{it+1} - \Delta F'_{it+1}]^{\alpha_i} \prod_{j=N+1}^M [F_{jt+1}]^{\alpha_j}$, 有

时 $E_t(XD_{t+1})$ 也可用时间序列 $\{\Delta \ln XD_t\}$ 外推得到。

值得注意的是, 对于那些一次性的执行时间很短

暂的政策, 通常对模型自变量预期值的影响比较明显, 即(1)类情况; 而对模型系数的影响可能较弱, 即(2)类情况。因为模型系数变动表明行为者内在情形发生了变动, 会长期持续, 由于人行为的惯性, 政策在短期可能难以明显改变以前的趋势。由凯恩斯消费函数理论等可知, 边际消费通常随着收入的增加而递减, 这种递减的趋势是行为人自发的变动^[4-5], 而在实证检测时容易混淆为政策冲击的影响。另外, 使用总体数据还是用个体或样本比较少的数据也会出现差异, 需要仔细辨别。对于模型系数变动, 但非由政策冲击导致情形, 分析是简单的, 只需在新模型中带入相应实际值即可。

二、基本模型和实证检验

(一) 吉林省农业国内支持政策对农村内需拉动效应分析的基本思路

本文把内需 XD 分成两个部分, 投资需求和消费需求, 而且仅仅包含农户自身的需求, 不计算政府消费和进出口变化。具体思路见图 1。政策 P 通过作用于因素 IF_1, IF_2, \dots, IF_N , 并以投资函数间接影响投资需求 ID , 投资函数中的投资量是一个衡量投资需求大小变化的合适标准。图右侧的消费需求 CD 同理。政策可以(如通过减税和补贴)直接影响居民的收入水平 Y , 由于收入本身通常是可以代表居民购买能力的标准, 它会同时作用于投资需求和消费需求, 使之变动。但是具体的联系需要消费函数, 投资函数以及生产函数的具体形式。以下为消费函数和投资函数的具体形式和变动:

消费函数:

$$CD = f(CF_1, CF_2, \dots, CF_M, CF_{M+1}, \dots) + \mu_{CD}$$

投资函数:

$$ID = f(IF_1, IF_2, \dots, IF_N, IF_{N+1}, \dots) + \mu_{ID}$$

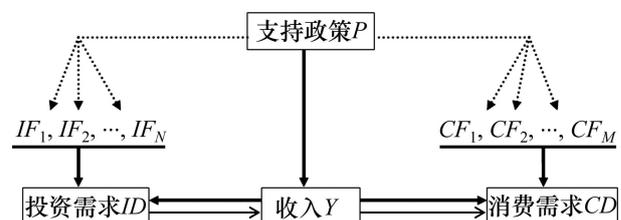


图 1 政策对内需拉动效应的作用机制

一次政策冲击主要通过以上两个方面影响内需,但投资量的变动会通过生产函数而进一步使收入变动,也进一步扩大政策的效应,使本期以及新时期的内需自发的变动,即也需要考虑生产函数: $Y=AK^\alpha L^\beta$ 。如果没有政策及其他外部事件新的冲击,过一段时间之后经济才会恢复均衡。

(二) 基本函数关系的实证检验

1. 数据来源与变量说明

基于数据的可获得性,本文以农村家庭每年生活消费支出数据代替消费需求 C ,以农村家庭每年纯收入代替可支配收入 YP ,以平均每年现金支出代表农业生产方面的总投资 I ,现金收入表中的工资性收入记为 YS ,现金支出表中税费支出记为 TAX 。以上数据来源于《吉林统计年鉴》,且全部为人均数据,所有名义量均用 1999 年为基期的吉林省农村居民 CPI 处理为实际量。本文选取金融机构一年期贷款基准利率作为贷款利率指标 RD ,以一年期定期存款基准利率来代替储蓄率 RS 。投资农业生产的收益率,用 RI 表示,且 $RI=$ 第一产业现金收入/(农业投资成本+农业税)-1。另外,由于纯收入 YP 里包含农业生产经营收入和其他收入(如外出务工)项,所以它反映的对农业方面的投资少一些,因此本文取其中的第一产业纯收入 YA 作为生产函数的因变量。

文中 PPI 数据来源于《中国农村统计年鉴》吉林省的数据。农副产品价格指数 SPI 在 2002 年以前为吉林省农副产品收购价格指数,2002 年及以后为农产品生产价格指数。两价格指数均以 1999 年为基期。考虑到 1997 年亚洲金融危机对经济的冲击,本文数据时间范围从吉林省农村居民人均实际纯收入不再下降的 2000 年至 2008 年。

我们将检验如下三个形式的函数:

消费函数

$$C_t = \beta_0 + \beta_1 YP_t + \beta_2 YP_{t-1} + \beta_3 C_{t-1} + \beta_4 RS_t + \mu_t$$

投资函数

$$I_t = I(I_{t-1}, YS_{t-1}, YP_{t-1}, TAX_t, RI_{t-1}, PPI_t, PPI_{t-1}, RD_t, SPI_t, SPI_{t-1}) + \mu_t$$

规模报酬不变型 C-D 生产函数

$$\ln(YA_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(I_t) + \mu_t$$

其中: μ_t 是随机误差项,为白噪声。

2. 基本函数的估计

为了避免多重共线性,我们使用逐步回归法估计消费函数和投资函数,得到合适的估计模型分别为:

$$\hat{C}_t = 0.779488 YP_{t-1} \quad (87.02)$$

$$R^2=0.9745, D.W.=1.30。$$

也即本期消费主要与滞后一期收入相关,而且是一条从原点出发的直线。

$$\hat{I}_t = -1171.088 + 0.986078 YP_{t-1} \quad (-5.55) \quad (12.87)$$

$$R^2=0.9650, D.W.=1.787, F=165.56。$$

通过逐步检验可以判别某些项的变动程度,如果与滞后一期变量相关,那么说明变化或信息传递很慢。检验的过程发现 PPI_{t-1} 比 PPI_t 更合适, SPI_t 比 SPI_{t-1} 更合适,即农户对农业生产资料的价格反应不灵敏而对农副产品的价格反应相当灵敏。

最后生产函数估计为:

$$\ln(\hat{Y}A_t) = 4.552933 + 0.421212 \ln(I_t) \quad (15.18) \quad (10.12)$$

$$R^2=0.936, D.W.=1.28, F=102.39。$$

三、政策效应的测算

(一) 主要政策的确定和测算年的确定

近十年,吉林省农业国内支持政策主要有:2002 年,粮食直接补贴政策试点;对大豆开始实行良种补贴。2004 年,省内原粮食补贴政策全面实施;开始对水稻和玉米实行良种补贴;开始免征农业税和取消除烟叶外的农业特产税(以下称免税政策);对农业机械购置实行补贴。2007 年春季学期开始,吉林省实施农村义务教育经费保障机制改革,农村义务教育阶段学生免交学杂费。2008 年实施农机作业优惠政策,并对稻谷实行最低收购价。2009 年开始实行“家电下乡”政策等。

由第二部分消费函数和投资函数的检验可知,影响消费和投资的非自身滞后状况的因素就是纯收入。所以结合到统计数据的可得性,我们主要考察那些影响收入的因素和收入结构。

收入方面,农村家庭人均纯收入自 2000 年开始每年都在增长,而且 2001 年到 2003 年,年均纯收入名义增长率为 7.8%,特别是在取消农业税的 2004 年纯

收入增长率达 18.6%，2005 年大约为 8.8%，之后纯收入增长率每年递增，三年年均纯收入增长率达 14.8%。税费负担从 2000 年开始呈逐年下降趋势，2004 年税费负担减少的份额占纯收入增长量的比例达 24.7%，取消农业税的政策是主要原因。自 2005 年之后，粮食直补和良种补贴占纯收入增长量的比例都超过 10%，平均每年占 13.5%左右（见表 1）。

从表 1 农作物以及粮食播种面积的变化可以发现，只有 2002 年和 2004 年总播种面积才有相当明显的增长。2002 年农作物总播种面积增长 15.87%，而同时粮食面积也增长 20.27%。因为这时期的农副产品收购价格以及投资收益率都没有大的变化，并且 2001~2002 年纯收入本身的增长率也比较平常，所以这可能与 2002 年吉林省进行粮食直接补贴政策试点以及大豆开始实行良种补贴政策有关。2004 年农作物总播种面积增长 3.96%，同时粮食面积也增长 7.43%。在忽略人口增长的情况下，粮食面积增长快于农作物总播种面积的原因可能在于粮食直补对纯收入增长的作用比较强。

2002 年和 2003 年乡村从业人员增长率相对较高，平均增长 2.24%，这也可能是由于对农业支持政策的预期所致。2004 年增长较低而 2005 年却增长为 2.12%，如果考虑政府免除农业税对农村从业人员的影响有半年或者一年的时间滞后，那么 2005 年从业人员增加可以由 2004 年免税政策的实施来解释。2006 年开始，乡村从业人员稳定缓慢的增长。

由上面的分析可以得知，从 2002 年的初步政策开

始，农村内部对政策就有反应，由于强烈免税政策和农业补贴的全面实施，2004 年或 2005 年可以看做计量检验上的一个明显断点。

(二) 政策年需求函数变量以及函数结构变化的检验

分析可知，以下的检验时间应该放在 2005 年，也即 2004 年政策的结果很多会反映到 2005 年的统计数据上。对于 2005 年，一方面有政策的明显作用，另一方面没有比较明显的外部事件冲击，因而国内政策的冲击可以看做是消费函数、投资函数以及生产函数变量值或结构变动的的原因。我们设虚拟变量为 FD 。

$$FD = \begin{cases} 0, & \text{2000年-2004年} \\ 1, & \text{2005年-2008年} \end{cases}$$

回归结果是，消费函数和投资函数没有显著变化。只有生产函数变化如下：

$$\ln(\hat{Y}_t) = 2.189122 + 0.7648 \ln I_t + 2.322 FD_t - 0.3398 FD_t \ln I_t$$

(7.06) (17.04)
(5.26) (-5.55)

$R^2=0.9954, D.W.=3.32, F=362.9$

加 AR(1)其系数的截尾概率为 0.17, $D.W.=1.9$ 。

关于生产函数，章上峰，许冰(2009)实证分析得到我国 2001~2005 年，资本产出弹性趋于减小而劳动力产出弹性趋于增加，然而在更长的时间段里不同时期资本(或劳动力)产出弹性都有变化^[6]，这意味着生产函数的系数变动主要与国内时期整体经济情况（如宏

表 1 吉林省农村家庭收入与支出、农作物播种面积和农村从业人员数量

年份	人均纯收入 (元/人)	税费负担 (元/人)	粮食直补 (元/人)	良种补贴 (元/人)	农作物总播种面积 (千公顷)	粮食面积 (千公顷)	SPI	乡村从业者 (万人)
2000	2 022.5	201.17	-	-	4 065.6	3 357.1	1.470 2	640.97
2001	2 182.22	178.61	-	-	4 045.7	3 357.2	1.593 7	640.03
2002	2 360.81	139.79	-	-	4 687.7	4 037.6	1.571 4	656
2003	2 530.41	137.36	-	-	4 717.1	4 013.8	2.151 2	669.02
2004	3 000.40	21.32	107.6	10.18	4 904.0	4 312.1	2.540 6	670.94
2005	3 263.99	12.55	127.15	6.71	4 953.1	4 294.5	2.548 2	685.16
2006	3 641.13	13.97	155.02	39.66	4 984.6	4 325.5	2.665 4	691.9
2007	4 189.89	7.42	203.75	48.32	5 040.3	4 334.7	3.038 9	700.86
2008	4 932.74	6.74	307.33	48.97	4 998.2	4 391.2	3.175 6	711.52

注：税费负担是指税费现金支出，来自年鉴中“农民家庭平均每人现金支出”表。

资料来源：《吉林省统计年鉴》

观经济,生产技术条件变动等等)有关^[7]。本文的生产函数变动我们确认为不是由于2004年政策所致。由于2005年~2008年的模型(简称新模型)常数项变大,而投资项指数变小,所以在图形上是曲线向右下方转动。政策效应计算方法与不变结构时类似。

(三) 政策对内需拉动效应的计算

2004年主要的政策是免税政策,而粮食补贴和良种补贴的效应可能已经成为2005年以前模型的一部分,或者说已经变成自发的效应,因而这里主要检验农业税减少对投资和消费的影响,而不能检测补贴的效应。另外,下文收入或支出的数据全部为实际量而不是名义量。

由于投资与滞后一期的纯收入线性相关,而税费的减免实际等价于对收入的直接的补贴,如果政策年居民没有预期到税费将减免,那么税的减少会直接增加纯收入。所以2004年预期到的和非预期到的税费负担减少112.7332元所引起的投资量变动估测为:

$$\Delta I_{2005}^P = 0.986078(-\Delta TAX_{2004}) = 111.1637 \text{ 元}$$

由于投资发生变动而导致的农业投资收入变动估计为:

$$\begin{aligned} \Delta YA_{2005} &= e^{4.510958} (I_{2005}^{0.425031} - E(I_{2005})^{0.425031}) = \\ &e^{4.510958} (I_{2005}^{0.425031} - (I_{2005} - \Delta I_{2005})^{0.425031}) = \\ &62.89926 \text{ 元} \end{aligned}$$

计算的这个值比2005年实际农业投资变化要大很多(但比由旧生产函数计算的135元要小很多),这是因为一次性收入的明显增加(2004年纯收入增加318元)会更多的导致农户对固定资产投资的增加。一方面本文的投资函数使用的投资数据实际是假设固定资产折旧一年残值为零,而实际许多农业固定资产使用期限很长,即本文模型会高估投资对收入的影响,另一方面有些固定资产或设备需要一定的学习时间以及其他相关条件,或者说投资回报时期较长,但本文时间跨度较短的生产函数不能反映这一点。2005年农户固定资产支出增加109.7893元,是近六年最高水平。最后上式的收入变化主要影响2006年农户的行为,并且此项政策效应具有动态性。

由2004年减税政策引起的2005年消费变化估计为:

$$\begin{aligned} \Delta C_{2005}^P &= 0.779488 \Delta YA_{2004} + 0.779488 \Delta TAX_{2004} = \\ &0 + 86.479661 = 86.479661 \text{ 元} \end{aligned}$$

式中第一项是由2004年投资非预期变动引起的,由于假设那时减税政策还没作用,农民对其也没有预期,因而为零。此消费效应小于实际消费变化的272.4元。

所以2004年减税政策对2005年内需的拉动总效应为:

$$\begin{aligned} \Delta XD_{2005}^P &= \Delta I_{2005}^P + \Delta C_{2005}^P = \\ 111.16369 + 86.479661 &= 197.64335 \text{ 元} \end{aligned}$$

如果不考虑计算省略的差异,这比农村居民人均纯收入的增加量还稍大些,产生的一个原因在于农村内需拉动也带动了非农产业的需求。

四、结语

依照本文的基本理论来研究政策效应在适当条件下是可行的。本文实证部分分析吉林省农业支持政策,其中免税政策比其他政策的独立性以及强度都大,所以比较适合分析,或者说在数据的处理上不用分离其他政策的影响。对于那些同一时期有多重政策的情况,至少分析出它们的总效应是简单的,而如果分析透彻各个政策独立的作用机制,那么各独立政策的效应也可以分析出来。但是,对于同一时期具有相同作用机制的不同政策,本文的方法是不能辨别的。另外像一些具有长期影响的政策,如科技下乡效应等,本文方法似乎也无能为力,因为理论上讲它们一部分反映在模型的系数中,而另一部分包含在模型的残差当中。

本文主要探讨政策的作用机制和效应,而没有分析其他影响经济的大事件,比如经济危机,大的自然灾害等。但本质上这些非政策因素的作用在统计数据上的表现与政策作用没有什么差别。一方面可以用同样的方法分析它们,另一方面不管具体分析哪个因素的影响都需要把其他因素的作用分离,否则直接使用的以前时期统计数据不满足序列平稳的条件。

参考文献:

- [1] 彭纪生,仲为国,孙文祥. 政策测量、政策协同演变与经济绩效: 基于创新政策的实证研究[J]. 管理世界, 2008(9): 25-36.
- [2] John Y. Campbell, Andrew W. Lo, A. Craig Mackinl. The econometrics of financial markets [M]. New Jersey: Princeton University Press, 1996: 151.

- [3] 沃尔特·恩德斯. 应用计量经济学: 时间序列分析[M]. 北京: 高等教育出版社, 2006: 75-82, 190-197.
- [4] Keynes, John Maynard. The general theory of employment, interest, and money [M]. London: Macmillan, 1939: 95-99.
- [5] 罗默. 高级宏观经济学[M]. 上海: 上海财经大学出版社, 2009: 253-255, 262-264.
- [6] 章上峰, 许冰. 时变弹性生产函数与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2009(2): 551-568.
- [7] Richard J. Sweeney, 李志宏. 跨国生产函数之普适性的实证分析[J]. 经济学(季刊), 2004(2): 281-304.

A Method for the Policy Effect Estimating Based on Event Study ——An Empirical Test of the Domestic Demand Effect of Support Policies for Rural Areas in Jilin Province

WANG Honghui, HE Yanlin

(Changchun University of Science and Technology, Changchun 130022, China)

Abstract: There are many complex dynamic effects on real economy from a policy which is being implemented or has been implemented, but we can study it through the estimating of short-term total effects and long-term autonomous effects. Firstly, using the changes of economic variables we measure its short-term total effects. Secondly we analyze the transmission mechanism and performance of economic variables with relate policy, and get some independent effects of a certain policy for long-term study. This paper establishes an economic method to measure the effects of economic policy by learning the basic idea of event study. Except for the using of event study method in practice, this paper emphasizes the casual relationship between “policy” and “changing of statistic data”, so it would be appropriate for prior evaluation or after estimation of a policy. This paper makes a model, with which we empirically estimate the domestic demand effect of support policies for rural areas in Jilin province.

Key Words: Policy effect; Event study; Estimation; Rural domestic demand; Econometric model; Tax reduction policy

[编辑: 汪晓]