



# 计量经济学与 Stata 的应用讲义

2018 年秋计量经济学课程助教讲义

作者:程振兴

网站: <https://www.czxa.top>

时间: 2019 年 6 月 20 日

任课老师:张宁



暨南大學  
JINAN UNIVERSITY

<https://www.czxa.top>

# 目 录

---

<b>1 前言</b>	<b>1</b>
1.1 本书内容 . . . . .	1
1.2 阅读本书之前的准备工作 . . . . .	1
1.3 目标读者 . . . . .	1
1.4 排版约定 . . . . .	1
1.5 下载示例代码 . . . . .	2
1.6 许可证 . . . . .	2
1.7 读者反馈 . . . . .	2
<b>2 Stata 安装与 Sublime Text3 配置教程</b>	<b>3</b>
2.1 Stata 安装包获取 . . . . .	3
2.2 Stata14 的安装 . . . . .	3
2.2.1 Windows OS . . . . .	3
2.2.2 Mac OS . . . . .	9
2.3 Stata15 的安装 . . . . .	9
2.3.1 Windows OS . . . . .	9
2.3.2 Mac OS . . . . .	20
2.4 Stata 代码编辑器的配置 . . . . .	22
2.4.1 Windows OS . . . . .	22
2.4.2 Mac OS . . . . .	34
2.5 常用 shell/Dos 命令安装 . . . . .	34
2.5.1 Windows OS . . . . .	34
2.5.2 Mac OS . . . . .	35
2.6 Stata 更新 . . . . .	35
<b>3 Stata 基础操作</b>	<b>38</b>
3.1 Stata 是什么? . . . . .	38
3.2 Stata 能做什么? . . . . .	39
3.3 Stata 基本操作 . . . . .	41
3.3.1 Stata 系统文件夹 . . . . .	41
3.3.2 数据导入 . . . . .	42
3.3.3 读入 dta 数据集 . . . . .	45
3.3.4 读入 csv 数据集 . . . . .	45
3.3.5 读入 xls、xlsx 数据 . . . . .	47

3.3.6 导入自由格式的 txt 文件 . . . . .	47
3.4 数据处理 . . . . .	48
3.4.1 describe: 审视数据 . . . . .	48
3.4.2 list: 列示数据 . . . . .	49
3.4.3 gsort/order: 排序 . . . . .	49
3.4.4 codebook: 描述变量的基本信息 . . . . .	49
3.4.5 generate: 生成新变量 . . . . .	50
3.4.6 replace: 替换 . . . . .	50
3.4.7 rename: 重命名变量 . . . . .	51
3.4.8 drop: 删除 . . . . .	51
3.4.9 summarize: 查看描述性统计量 . . . . .	51
3.4.10 tabulate: 查看频率频数表 . . . . .	51
3.4.11 pwcorr: 计算相关系数表 . . . . .	51
3.4.12 display . . . . .	52
3.5 数据导出 . . . . .	52
3.5.1 save: 导出为 dta 文件 . . . . .	52
3.5.2 export delimited: 导出为 csv 文件 . . . . .	52
3.5.3 export excel: 导出为 excel 文件 . . . . .	53
3.6 绘图 . . . . .	53
3.6.1 histogram: 绘制直方图 . . . . .	53
3.6.2 scatter: 绘制散点图 . . . . .	53
3.7 统计相关 . . . . .	54
3.7.1 grilic 数据集示例 . . . . .	54
3.7.2 验证迭代期望定律 . . . . .	54
<b>4 弹性与半弹性</b>	<b>57</b>
4.1 弹性 . . . . .	57
4.2 半弹性 . . . . .	62
4.2.1 第一种半弹性 . . . . .	63
4.2.2 第二种半弹性 . . . . .	64
4.3 总结 . . . . .	65
<b>5 Stata 网页表格爬取示例</b>	<b>67</b>
5.1 准备工作 . . . . .	67
5.2 网页分析 . . . . .	67
5.3 开始爬取 . . . . .	68
5.3.1 请求 . . . . .	68
5.3.2 转码 . . . . .	69
5.3.3 读入 . . . . .	71

5.3.4 处理 . . . . .	71
5.4 多页面爬取 . . . . .	75
5.4.1 纵向拼接示例 . . . . .	75
5.4.2 循环拼接 . . . . .	76
5.5 数据呈现 . . . . .	79
<b>6 Stata 修图与操作记录</b>	<b>81</b>
<b>7 Stata 与 docx 文档的协同</b>	<b>91</b>
7.1 安装 . . . . .	91
7.2 使用 . . . . .	91
7.3 父母身高与子女身高 . . . . .	91
<b>8 习题讲解</b>	<b>105</b>
8.1 习题 6.5 . . . . .	105
8.2 习题 6.6 . . . . .	109
8.3 习题 7.2 . . . . .	111
8.4 习题 7.3 . . . . .	112
8.5 习题 9.4 . . . . .	116
8.6 习题 9.5 . . . . .	121
8.7 习题 10.5 . . . . .	126
8.8 习题 10.6 . . . . .	130
8.9 习题 12.3 . . . . .	132
<b>A 计量经济学课程的得分分布!</b>	<b>140</b>



# 第1章 前言

---

这是 2018 年下半年我在担任张宁老师的计量经济学助教的时候写的讲义,由于我主要负责 Stata 部分的教学,所以本讲义的主要内容集中于 Stata 的应用。

## 1.1 本书内容

本书主要有六个部分:

第一部分,Stata 的安装与代码编辑器的配置。

第二部分,Stata 的基本操作。

第三部分,Stata 的应用——弹性和半弹性的计算。

第四部分,Stata 的应用——爬取东方财富网 CPI 数据。

第五部分,Stata 修图与操作记录。

第六部分,Stata 与 docx 文档的协同。

## 1.2 阅读本书之前的准备工作

首先你需要在你的 Windows 上或者 Mac 上安装 Stata15,由于作者的电脑是 Mac 系统,所以本书的内容尚未在 Windows 上测试。如果你运行出错,请联系作者。

## 1.3 目标读者

本书的目标读者是经济和金融专业的本科同学(毕竟作者也只是个渣渣本科)。读者并不需要有 Stata 的基础,但是建议读者对 Stata 的使用有一定的了解(例如知道在哪写代码,怎么运行)。

## 1.4 排版约定

在本书中,你会发现一些不同的文本样式,用以区别不同种类的信息,这里举例说明一些样式,以及它们的含义:

代码的输入和输出格式如下:

```
* 导入系统数据集  
clear all  
sysuse auto, clear  
*> (1978 Automobile Data)
```

\* 开头的行为注释。\*>开头的行为运行结果。

新术语和重要的词用黑体表示。

## 1.5 下载示例代码

本书的代码开源在 GitHub 上, 你可以从这里下载:[econometrics-handouts](#)。

## 1.6 许可证

本书是一本开源书籍, 使用 [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivs 3.0](#) 许可证。这意味着:



**署名** – 您必须给出适当的署名, 提供指向本许可协议的链接, 同时标明是否 (对原始作品) 作了修改。您可以用任何合理的方式来署名, 但是不得以任何方式暗示许可人为您或您的使用背书。



**非商业性使用** – 您不得将本作品用于商业目的。



**禁止演绎** – 如果您再混合、转换、或者基于该作品创作, 您不可以分发修改作品。

如果你想支持作者的工作, 欢迎前往[作者的网站](#)对作者进行打赏。你的支持将会促使作者更加及时地改进这本书。

## 1.7 读者反馈

欢迎读者的反馈。你对本书有任何想法, 喜欢或者不喜欢什么, 请告知我。你可以在下面的评论区里评论, 如果你阅读的是 PDF 版本, 你可以前往 [econometrics-handouts](#) 创建 issues。

# 第2章 Stata 安装与 Sublime Text3 配置教程

---

这篇文章介绍了 Stata14、Stata15 和 Sublime Text3 的安装及配置。

## 2.1 Stata 安装包获取

网上关于 Stata 安装包的资源很多,建议自行获取。

为了方便(实际上是我懒得卸载自己电脑上的 Stata 了),本文仅介绍如何在 Windows 系统上安装 Stata14 和 Stata15,最后作为补充,介绍如何安装和配置一款非常好用的 Stata 代码编辑器——Sublime Text。当然 Stata 的代码编辑器还是不止一个的,另一个非常好用的代码编辑器是 Atom,不过实际上一个编辑器是否支持 Stata 在于有没有大佬编写一个把代码发送给 Stata 执行的插件。

## 2.2 Stata14 的安装

之所以有了 Stata15 还是想介绍一下 Stata14,是因为很多人(包括我)学习 Stata 的时候是使用的 Stata14,所以有时候还不是很习惯 Stata15 里面的一些东西。另外就 MP 版本的 Stata 来说,暂时我只找到了 Stata14MP(并行版本的 Stata,价格最为昂贵且速度最快),Stata15 暂时只有 SE 版本(特别版本)和 IC 版本(最慢的版本)。大部分时候 SE 版本是能满足使用需求的。

### 2.2.1 Windows OS

下面就正式开始介绍 Stata14MP 的安装过程吧!

- 第一步,点击打开 exe 文件,如图2.1:
- 第二步,接受许可协议,如图2.2:
- 第三步,不需要修改任何东西,如图2.3:
- 第四步,选择版本。由于序列号是 MP 版本的,所以选择 MP,如图2.4:
- 第五步,设定你的 Stata 的安装目录,注意:一定要记住这个安装目录的路径!,如图2.5:
- 第六步,Next,如图2.6:
- 第七步,Next,如图2.7:
- 第八步,正在安装中,如图2.8:
- 第九步,安装完成,如图2.9:
- 第十步,找到刚刚的安装目录,按照图中的方法创建桌面快捷方式,如图2.10:
- 第十一步,把共享文件夹里面一个名为 stata.lic 的文件复制粘贴到安装目录里面,然后双击刚刚在桌面新建的快捷方式打开 Stata,你会看到下面的错误信息,如图2.11:



图 2.1: 点击打开 exe 文件

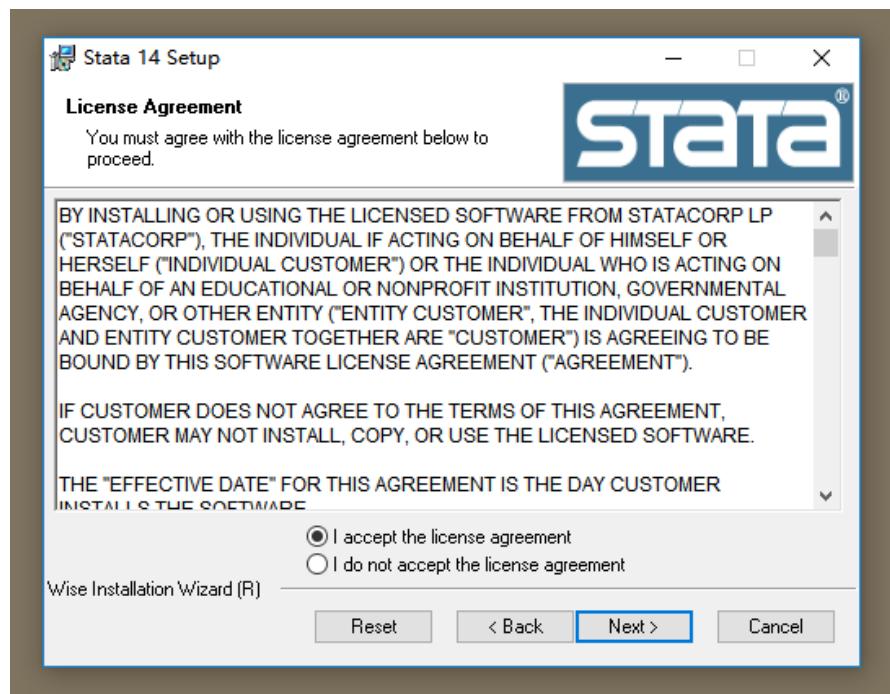


图 2.2: 接受许可协议

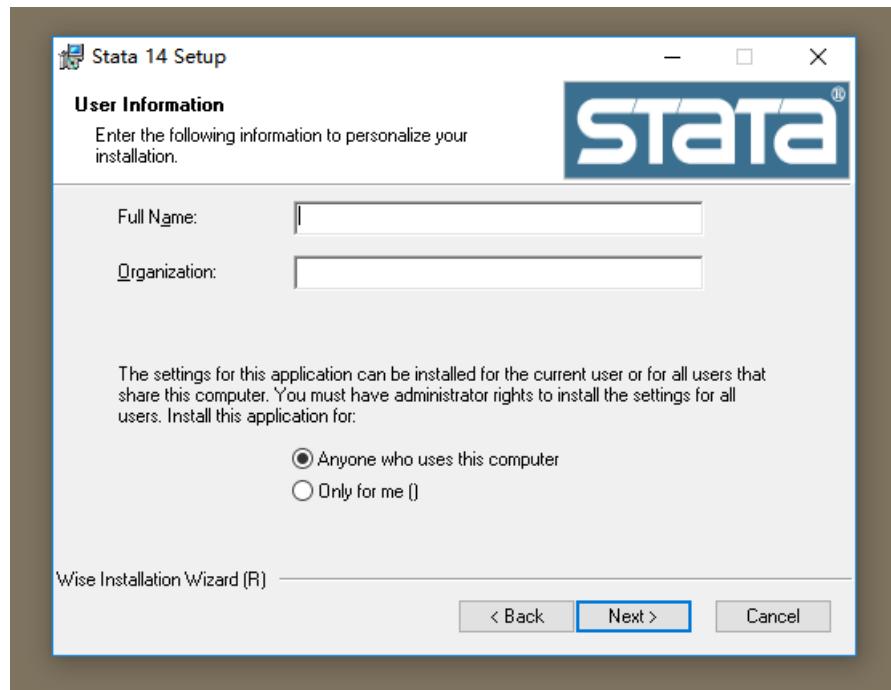


图 2.3: 不需要修改改任何东西

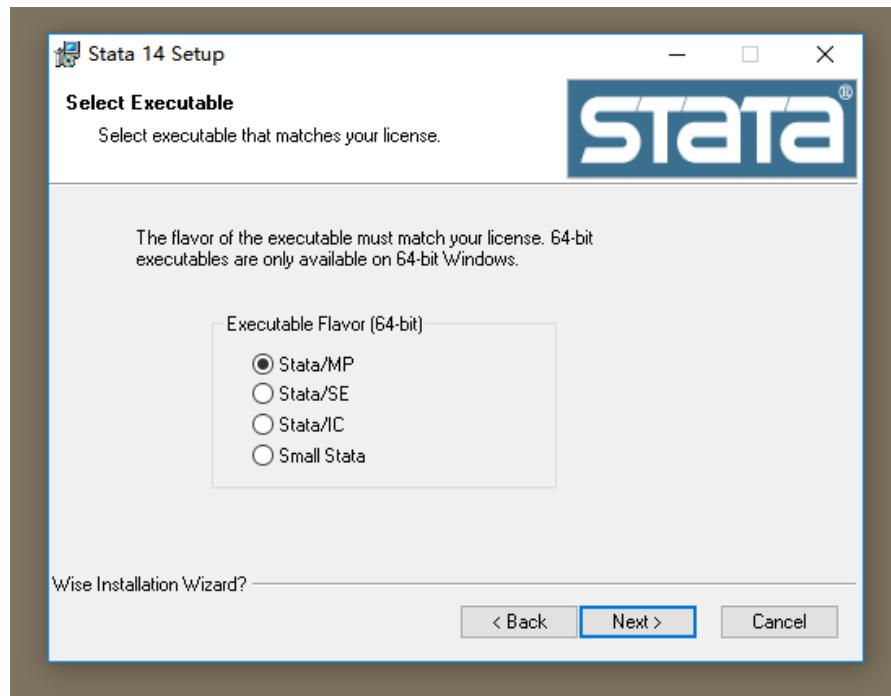


图 2.4: 选择版本

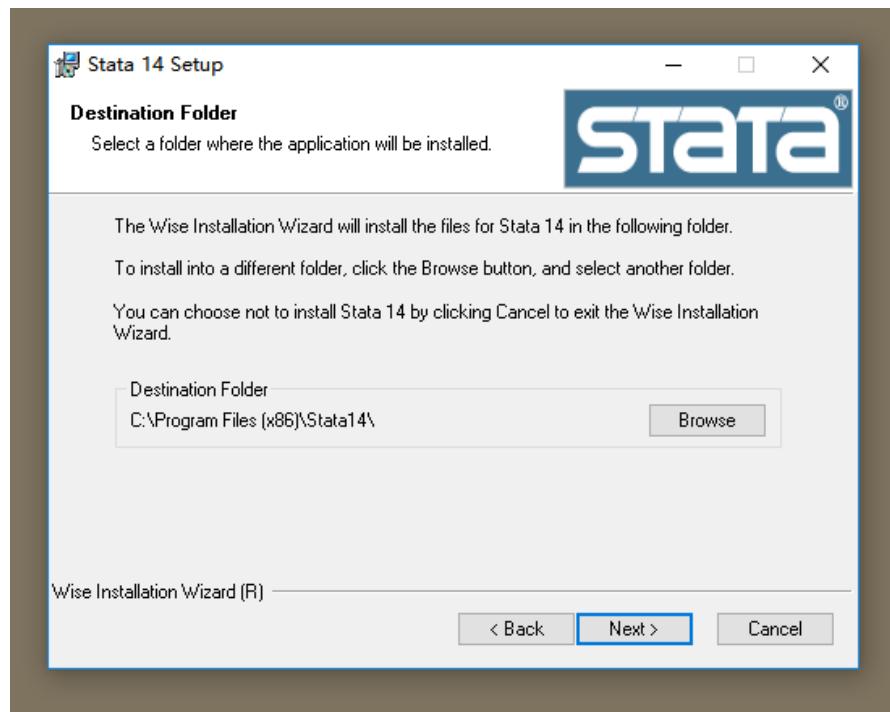


图 2.5: 设定你的 Stata 的安装目录

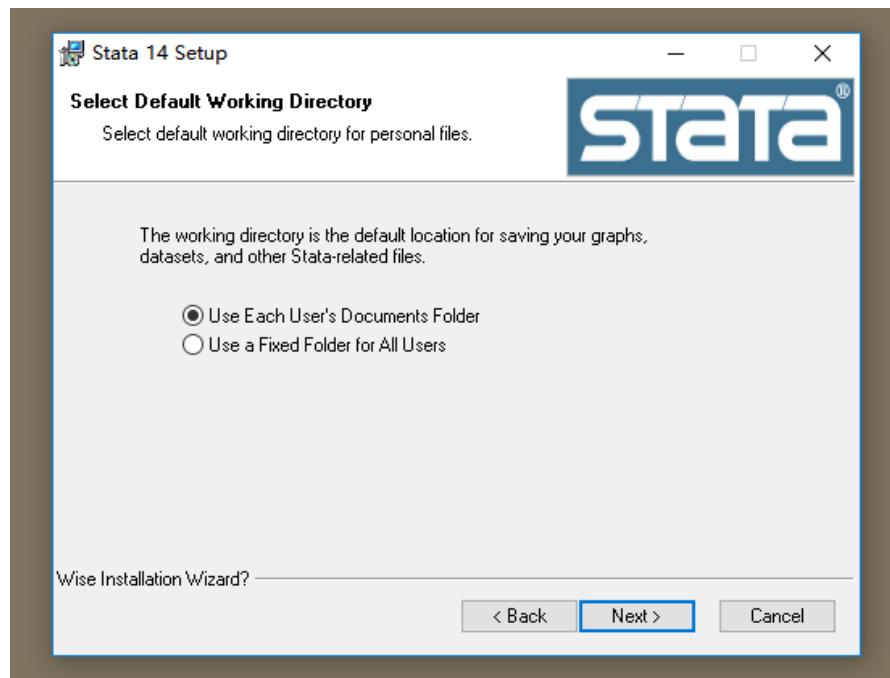


图 2.6: Next

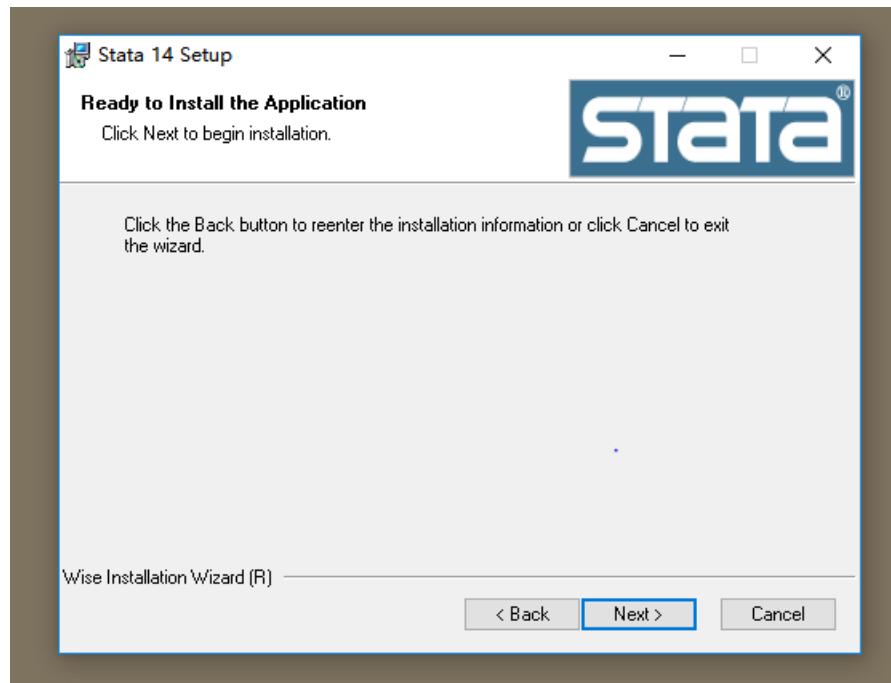


图 2.7: Next

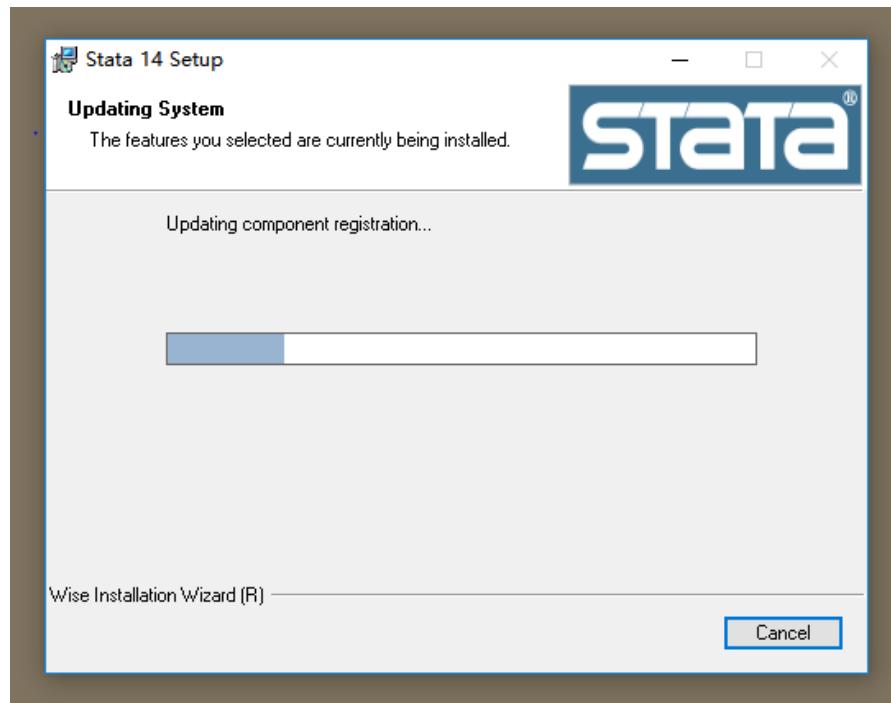


图 2.8: 正在安装中 ...

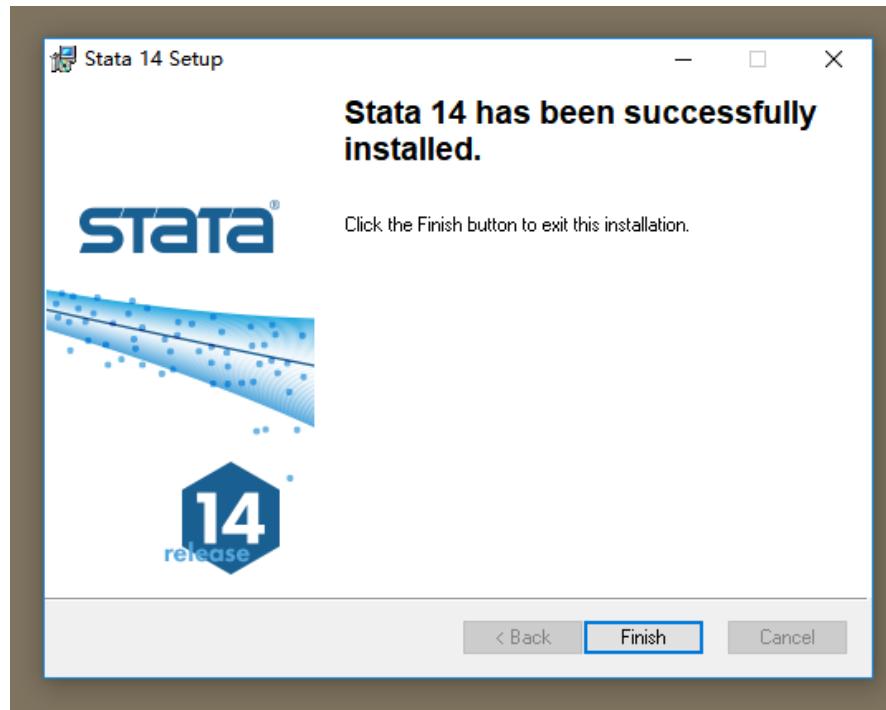


图 2.9: 安装完成 ...

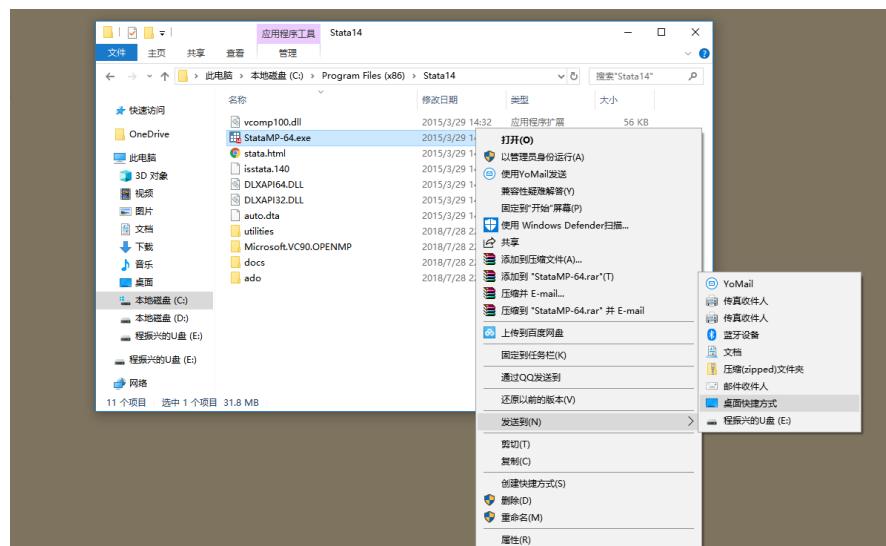


图 2.10: 创建桌面快捷方式

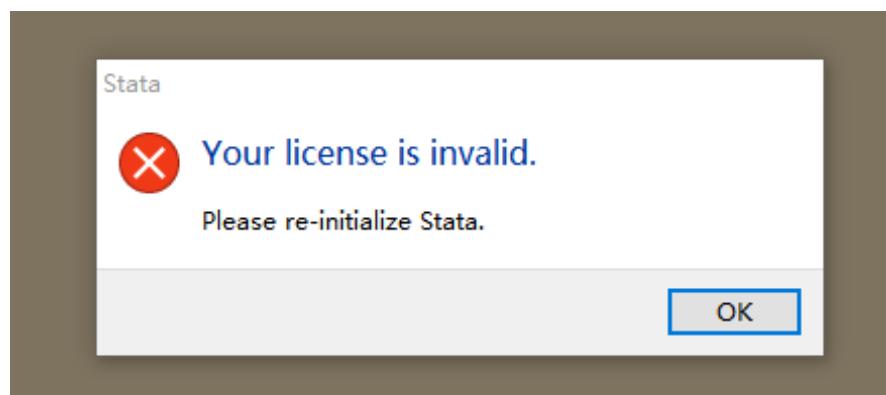


图 2.11: 双击刚刚在桌面新建的快捷方式打开 Stata

- 不过完全不用担心,点击OK然后点击下一步,如图2.12:

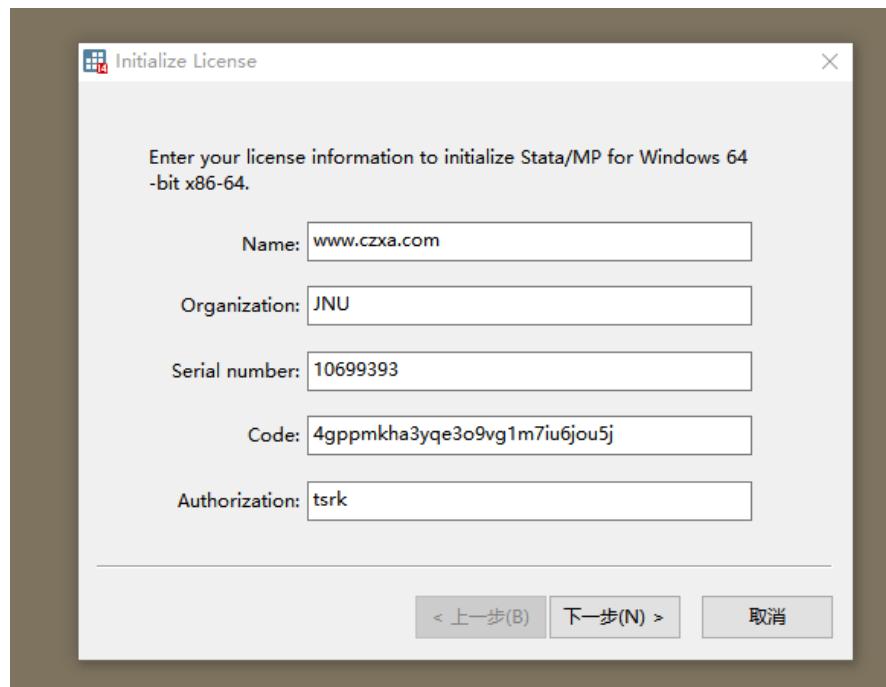


图 2.12: 点击 OK 然后点击下一步

- 注意这一步里面记得取消 Register Stata online, 如图2.13:
- 最后, 安装完成, 记得选择 Disable automatic update checking, 因为它很烦人, 如图2.14:
- 然后, 我们可以运行一个简单的更新命令:

```
update all
```

你会发现运行出错,如图2.15,这就说明! 这个 Stata 是盗版的! 所以别声张!

## 2.2.2 Mac OS

Mac OS 上安装 Stata14 比 Windows 上的安装要简单很多, 因此我不再赘述。下面仅仅展示一下 Mac 版本的 Stata14, 如图2.16:

另外 Mac 版本的 Stata14 可以非常方便的更改工作目录:

## 2.3 Stata15 的安装

### 2.3.1 Windows OS

Stata15 的安装过程和 Stata14 的基本一样:

- 第一步,点击打开 exe 文件,如图2.18:
- Next,如图2.19、图2.20和图2.21:
- 注意! 这里要选择 SE,如图2.22——图2.33:
- 另外,如果你忘记关闭自动检查,可以使用如下操作关闭,如图2.34和图2.35:

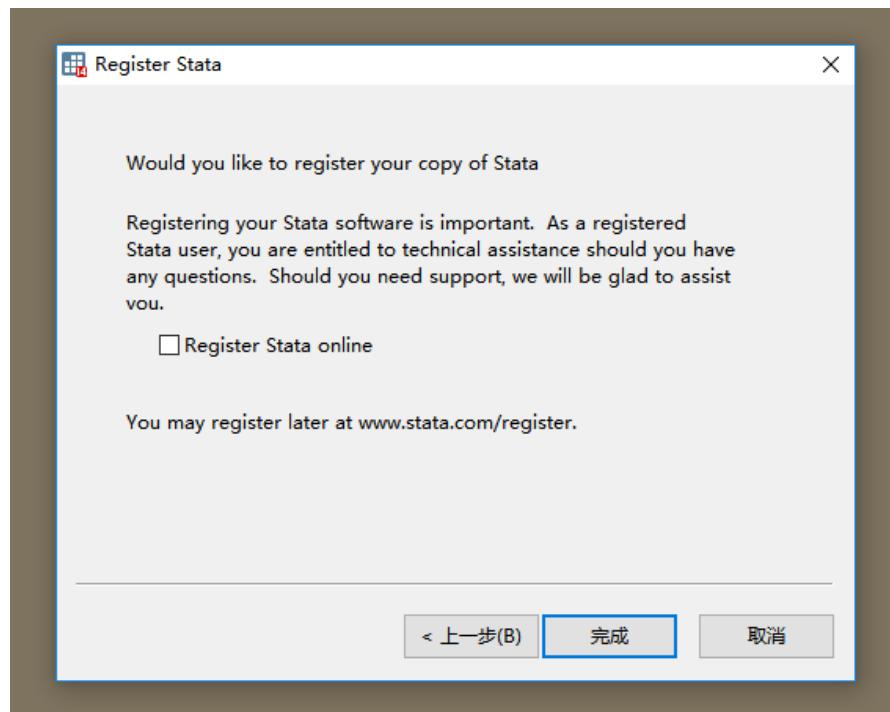


图 2.13: 注意这一步里面记得取消 Register Stata online

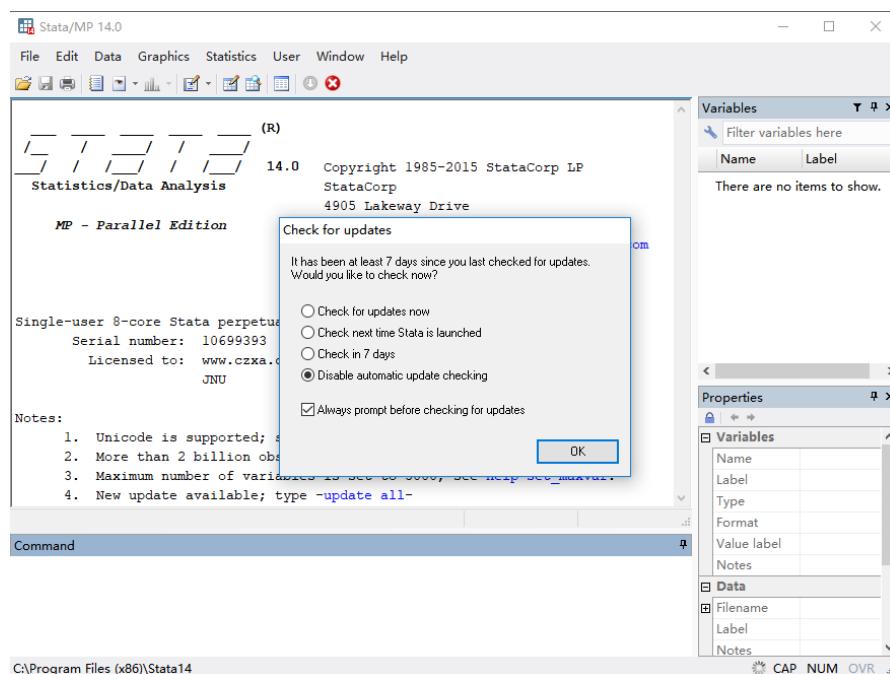


图 2.14: 安装完成

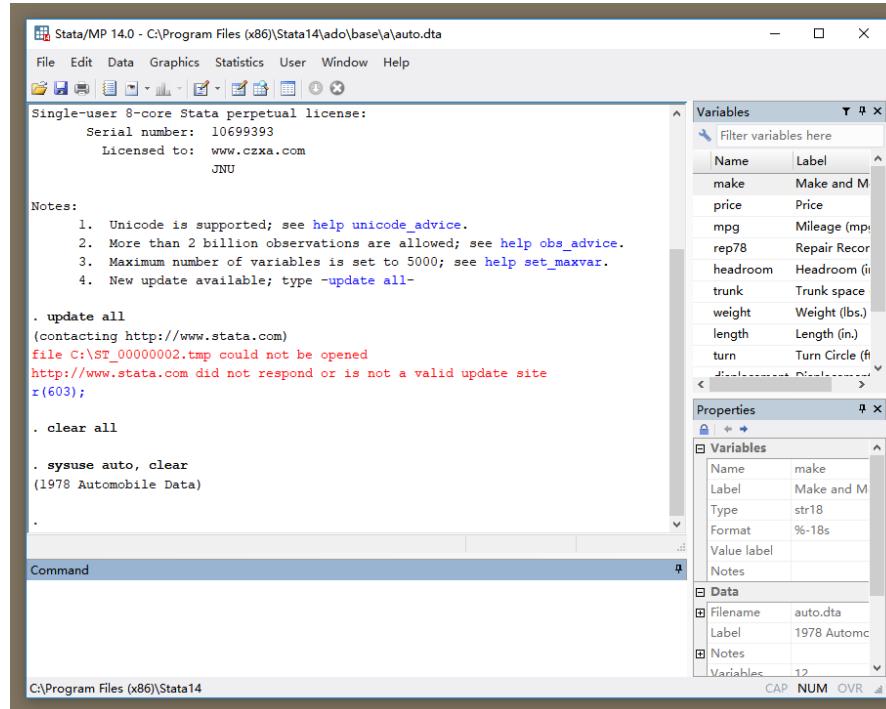


图 2.15: 更新出错!

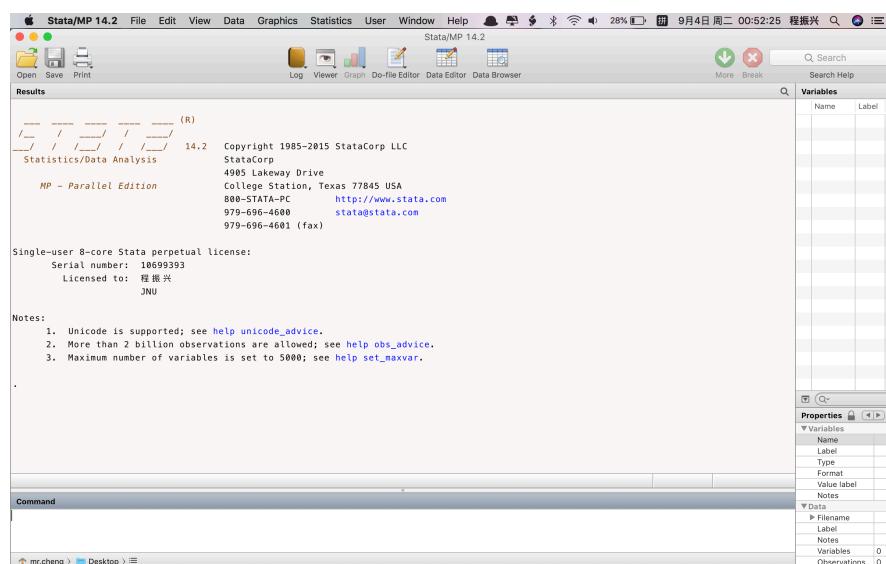


图 2.16: Stata14 MP for Mac OS

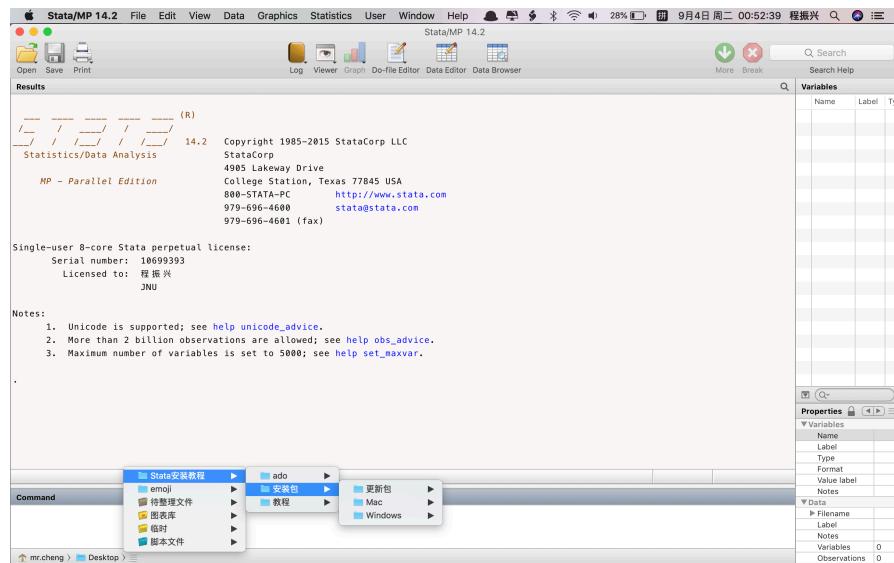


图 2.17: Stata14 MP for Mac OS

名称	修改日期	类型	大小
Stata15 MP永久试用方法	2018/1/15 22:51	文件夹	
Key	2018/1/15 22:55	文本文档	2 KB
SetupStata15	2018/1/15 20:43	应用程序	392,327 KB
stata15update_win	2018/1/15 20:18	压缩(zipped)文件	248,346 KB

图 2.18: 点击打开 exe 文件

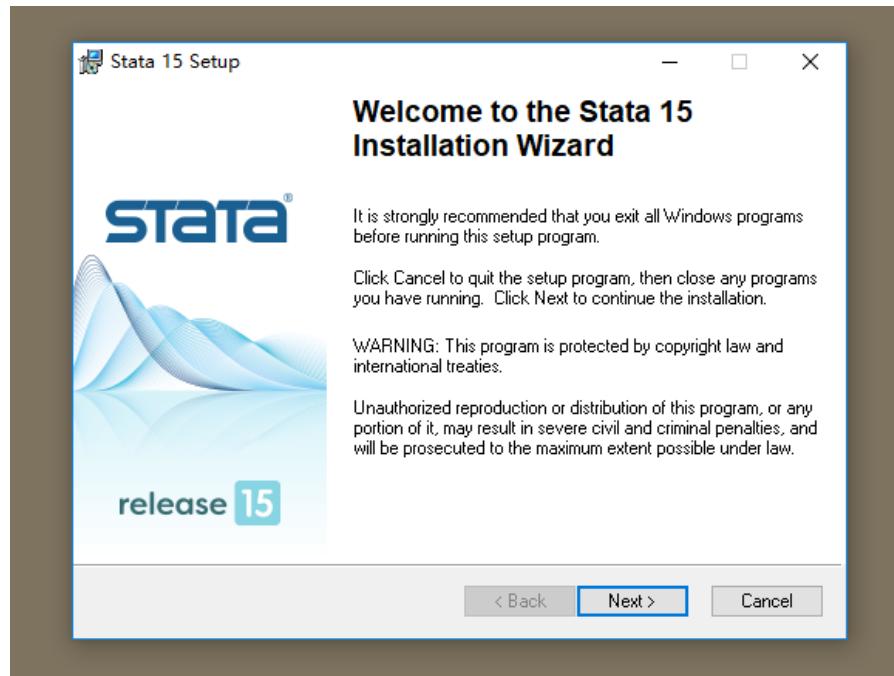


图 2.19: Next

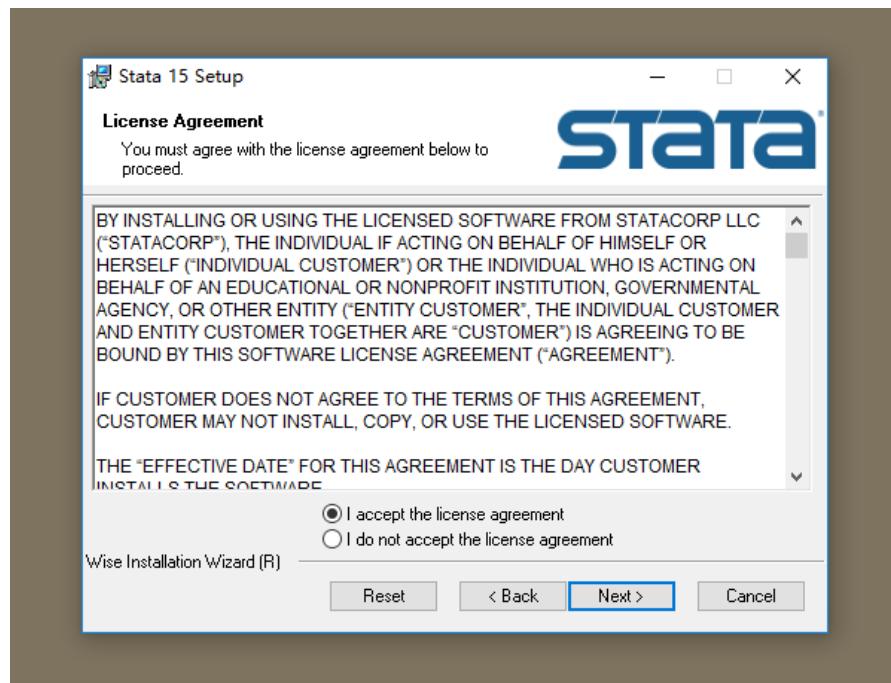


图 2.20: Next

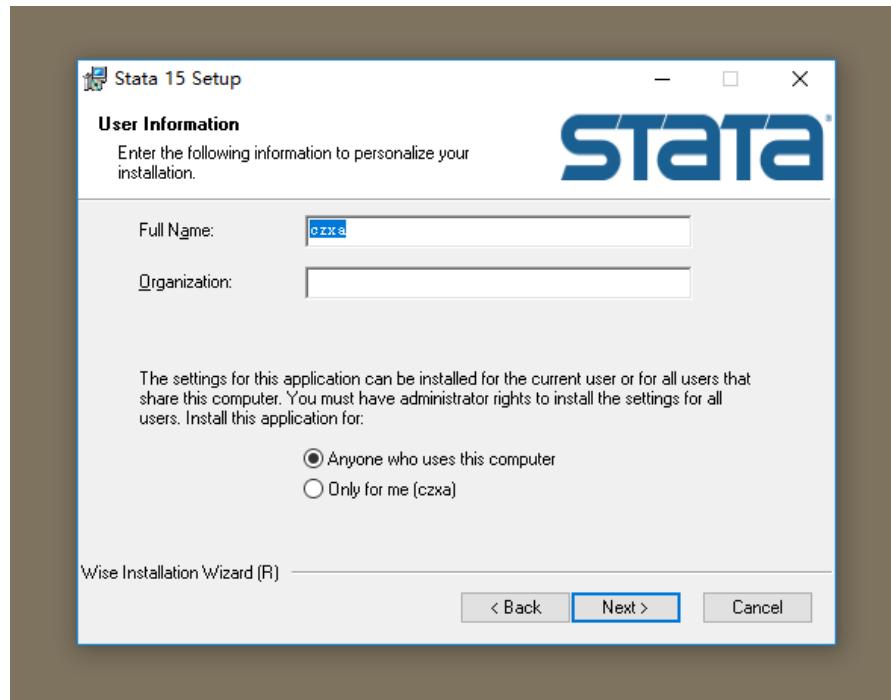


图 2.21: Next

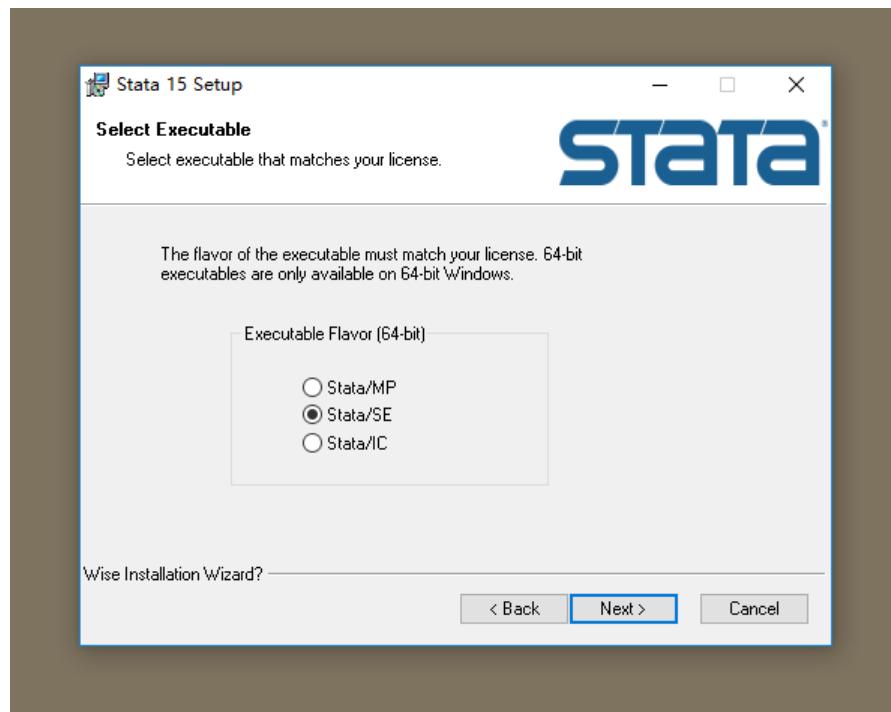


图 2.22: 这里要选择 SE

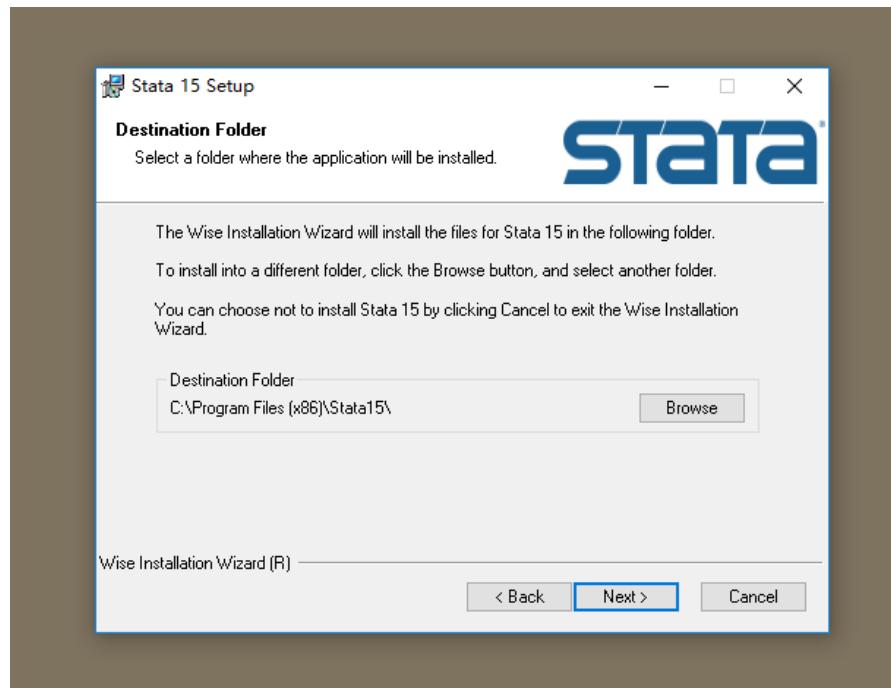


图 2.23: Next

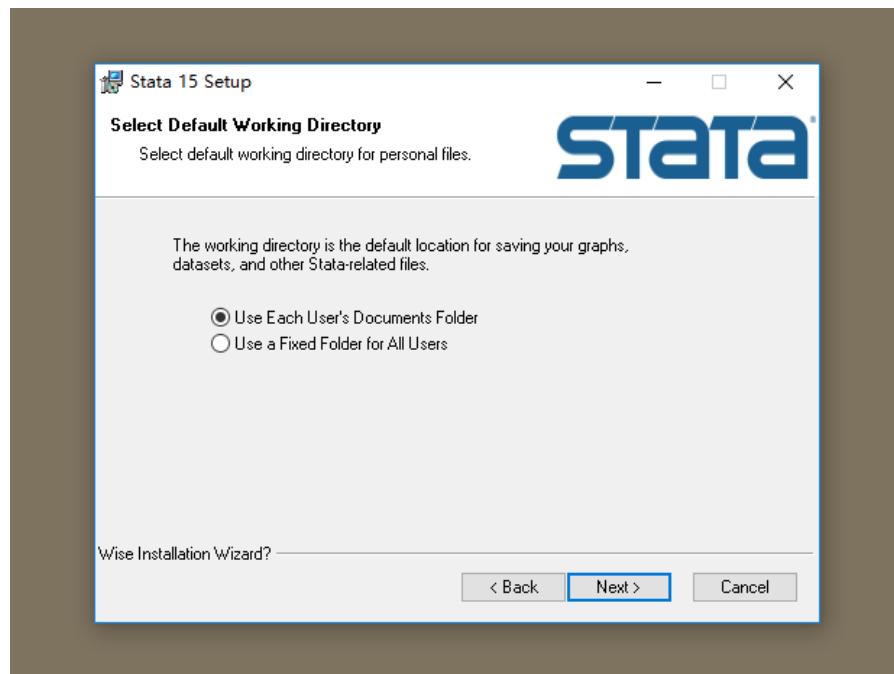


图 2.24: Next

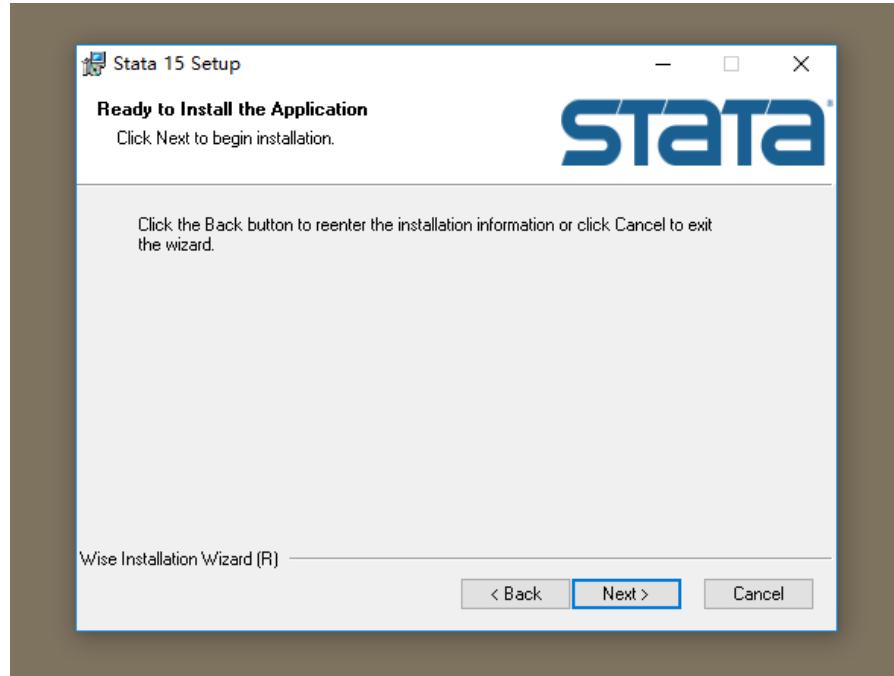


图 2.25: Next

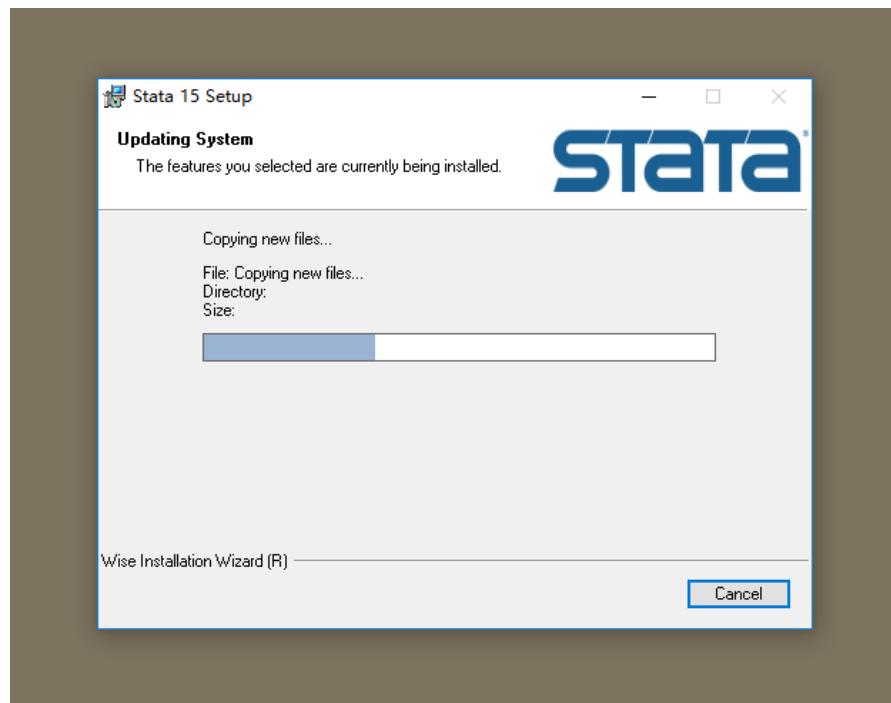


图 2.26: Next



图 2.27: Next

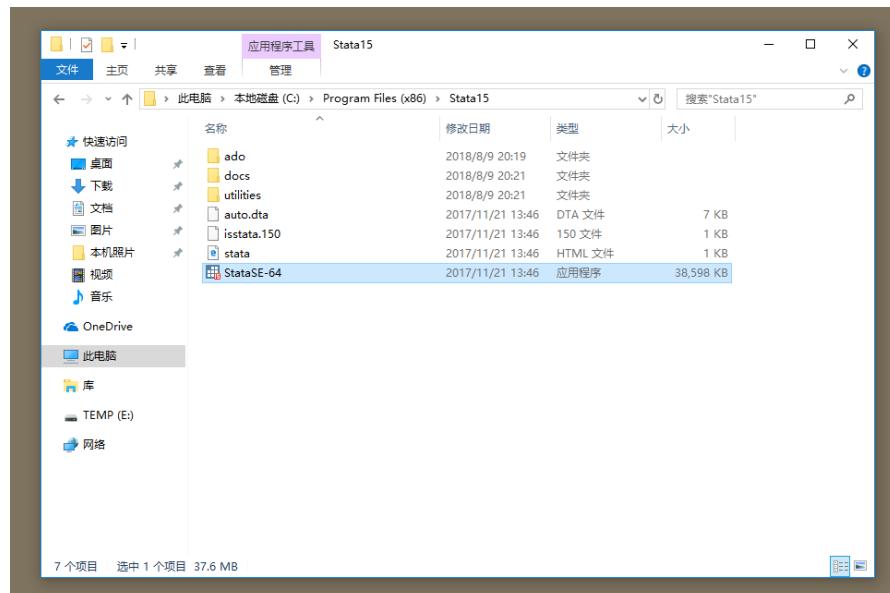


图 2.28: Next

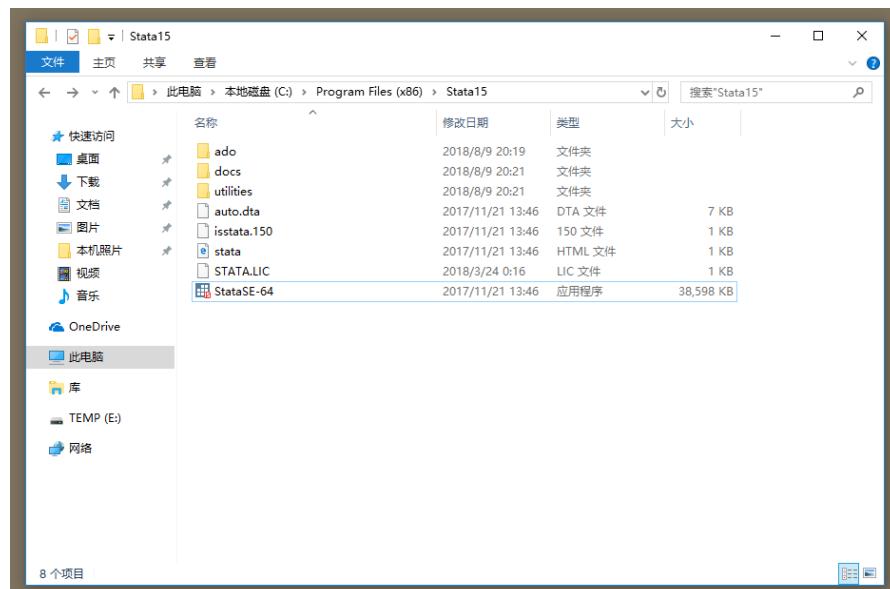


图 2.29: Next

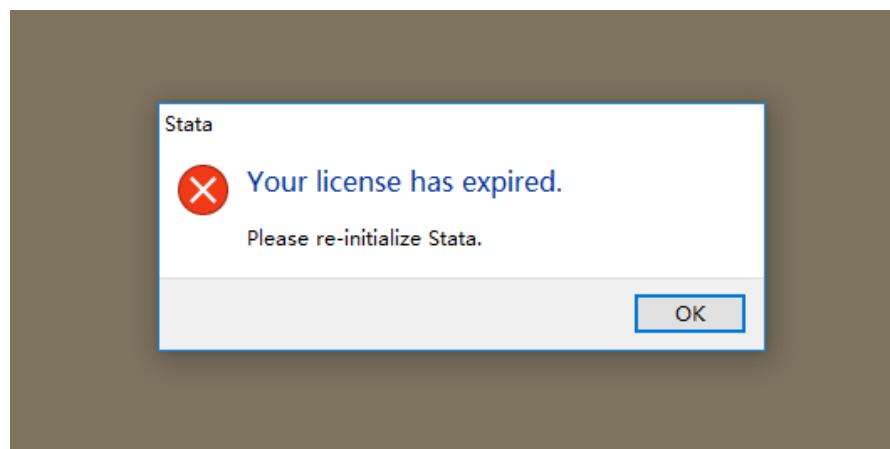


图 2.30: Next

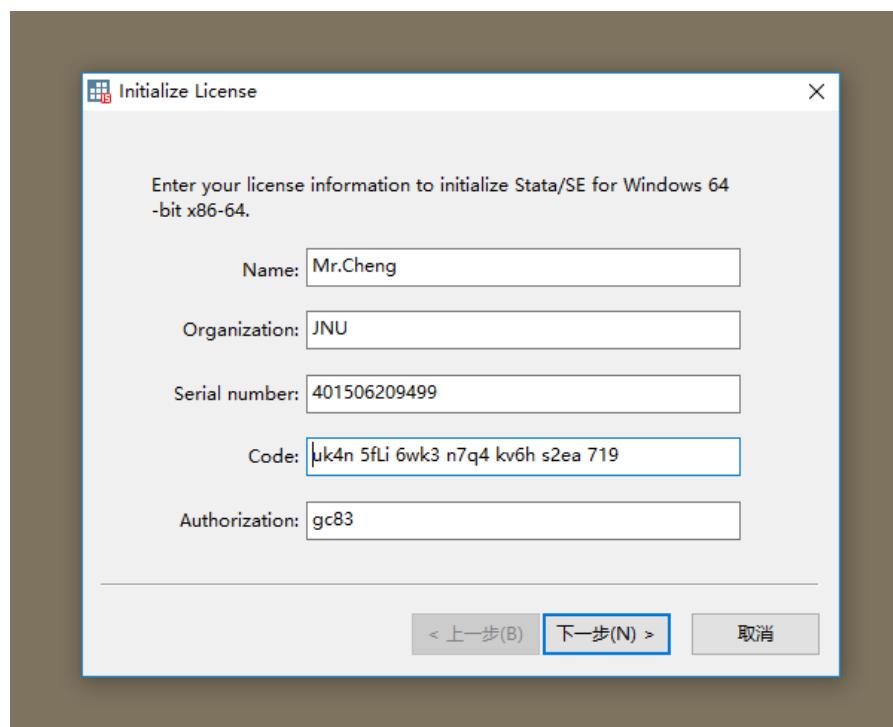


图 2.31: Next

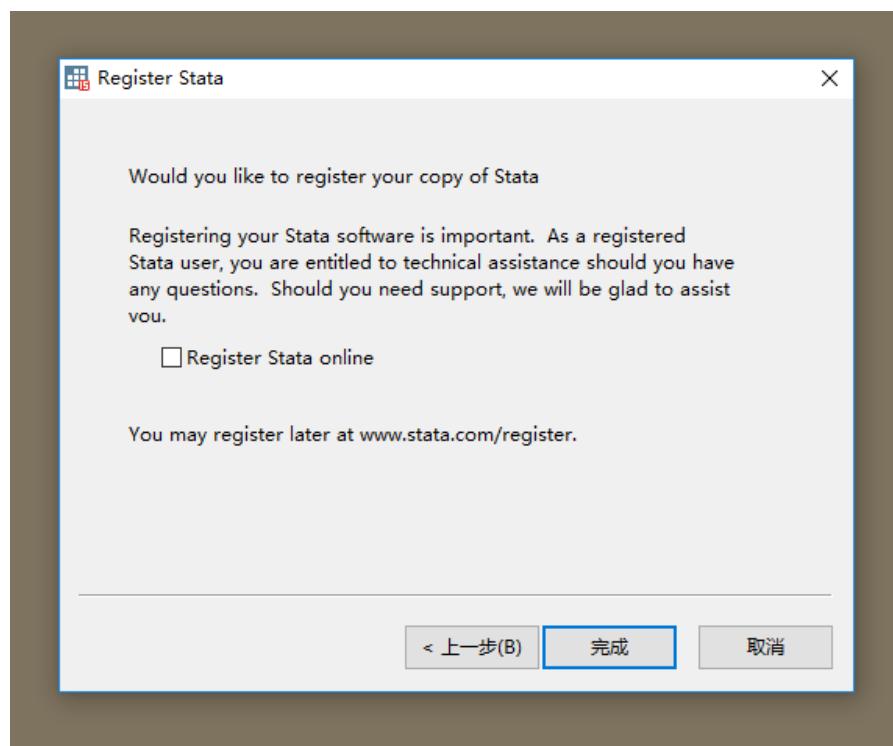


图 2.32: Next

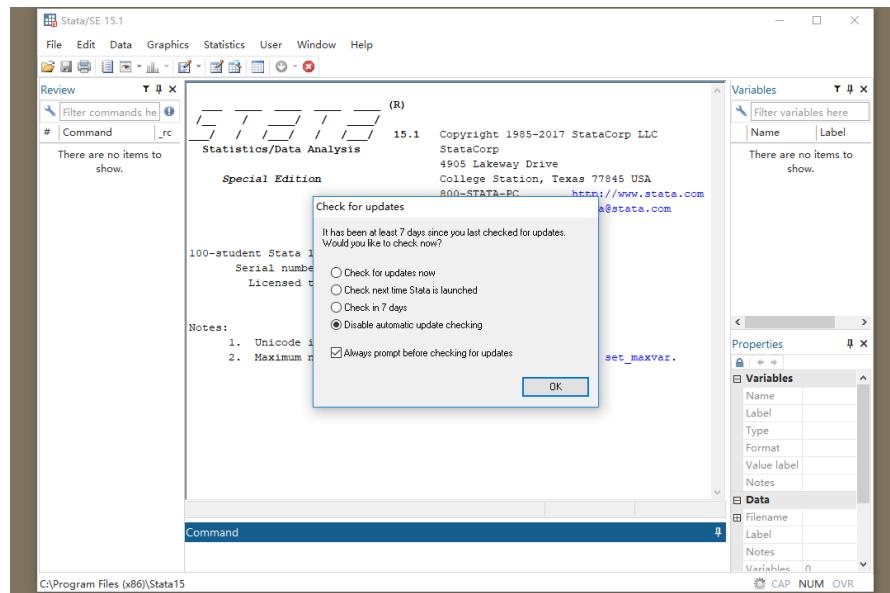


图 2.33: Next

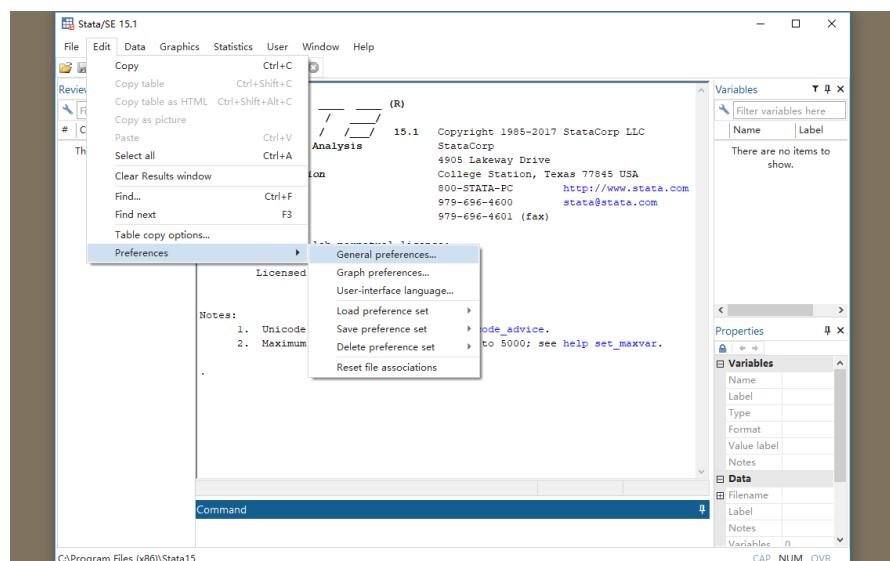


图 2.34: 如果你忘记关闭自动检查, 可以使用如下操作关闭

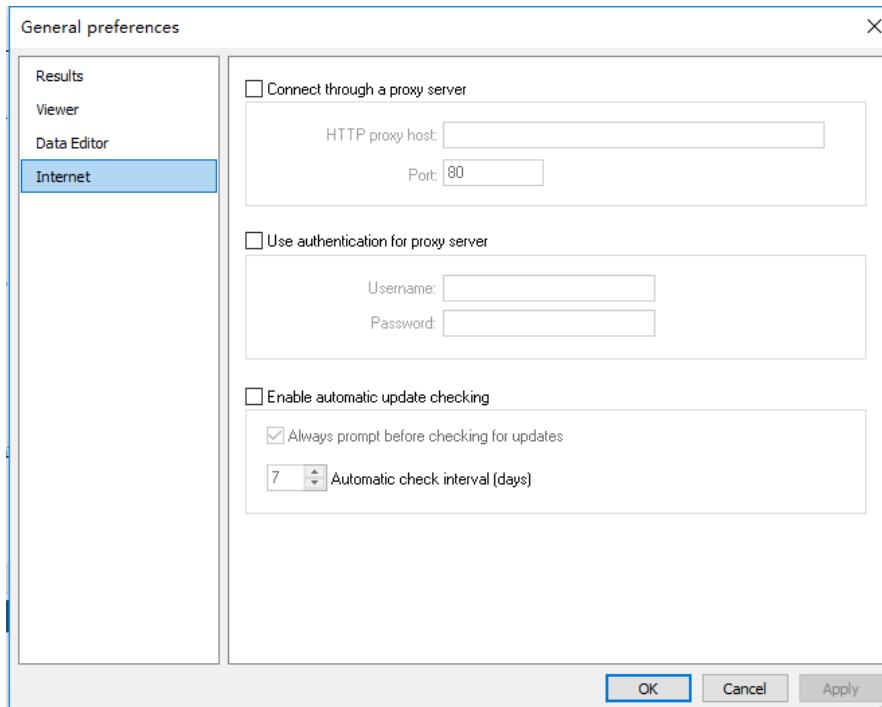


图 2.35：如果你忘记关闭自动检查，可以使用如下操作关闭

### 2.3.2 Mac OS

同样，这里仅仅展示 Mac 版本的 Stata15SE，如图2.36：

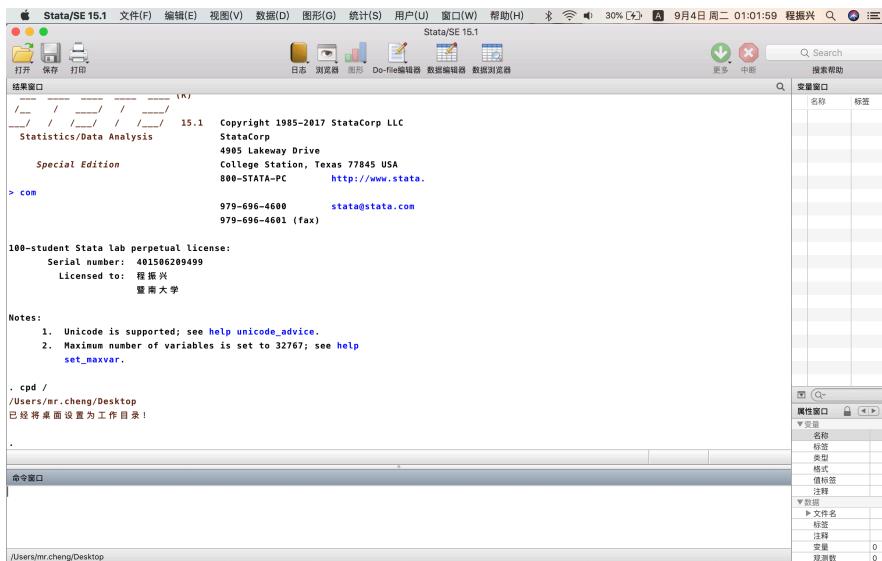


图 2.36：Stata15 SE for Mac OS

此外 Mac 版本的 Stata 还支持在终端使用(刚刚的 Stata14 也支持)，首先需要安装终端工具，如图2.37：

然后打开终端，输入 **stata-se** 回车，如图2.38：

是不是非常酷！当然不仅仅是酷，这个功能极大的拓展了 Stata 的能力！

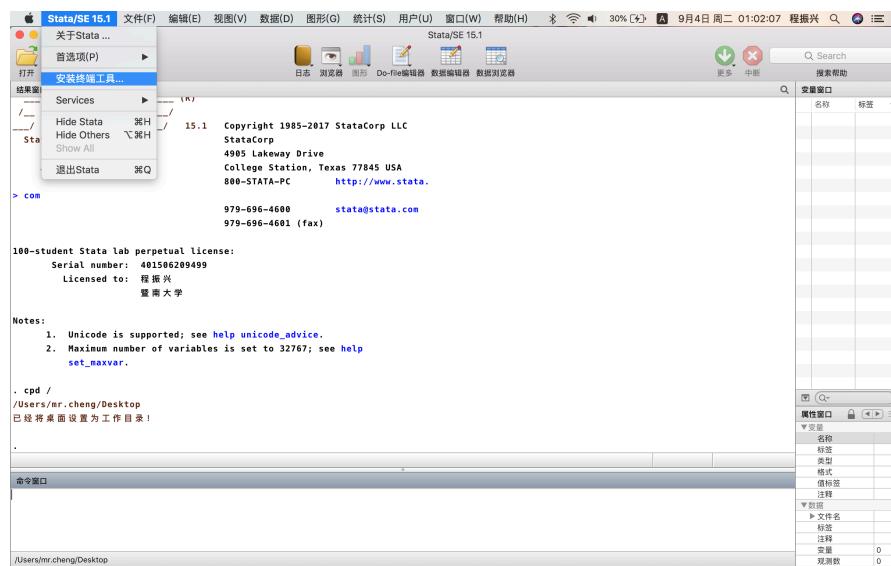


图 2.37: Stata15 SE 安装终端工具

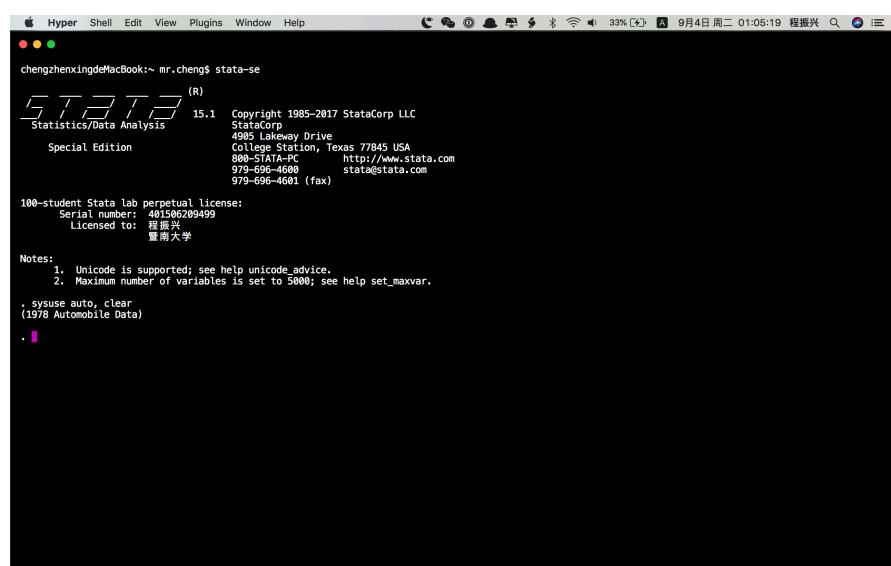


图 2.38: stata-se 命令

## 2.4 Stata 代码编辑器的配置

同样,这里只详细介绍 Windows 系统上的安装和配置,Mac 系统的安装配置流程相似且更加简单。(以连接 Stata15 为例)

### 2.4.1 Windows OS

#### 2.4.1.1 安装与配置

首先到 Sublime Text3 的官网下载最新版本的 Sublime Text3, 官网地址为: [Sublime Text3](#), Windows 版本的下载连接为: [Windows 64 bit](#) 下载完成后点击打开, 记得勾选这个, 如图2.39:

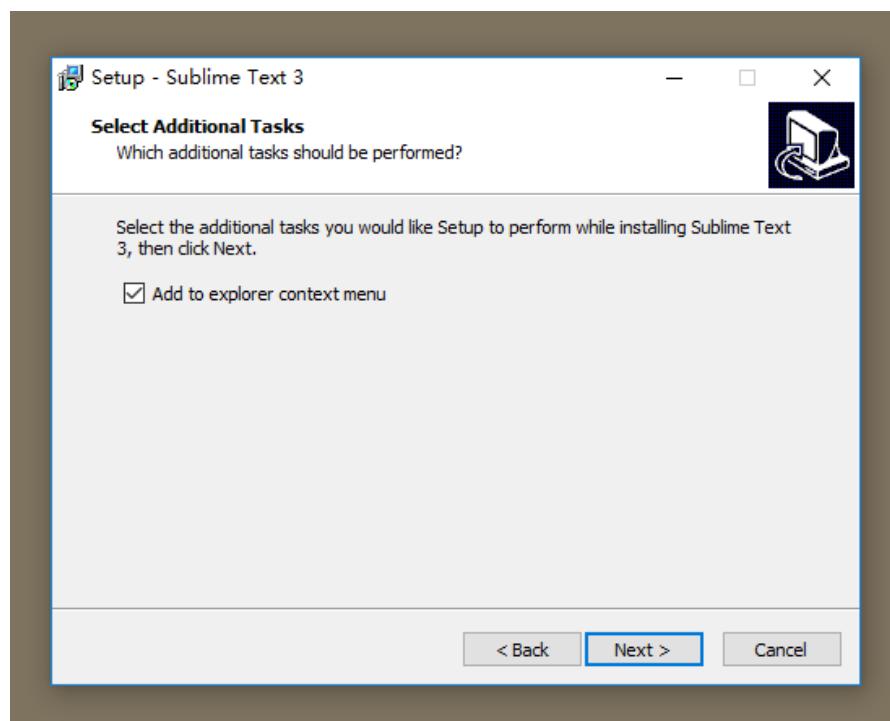


图 2.39: 下载完成后点击打开,记得勾选这个

- 安装完成之后的界面如下(我打开了一个 Stata 的 ado 文件), 点击 Tools => Install Package Control, 这个会安装一个包控制工具, 如图2.40:
- 稍等片刻即安装完成(注意电脑要联网), 如图2.41:
- 下面我们需要安装一些包。选择 Preferences => Package Control, 如图2.42:
- 选择 Install Packages, 如图2.43:
- 然后在输入框里输入 pywin32 点击安装这个插件, 如图2.44:
- 稍等片刻即可安装完成, 同样的方式安装 StataEditor 和 ChineseLocalizations 插件, 第二个插件是一个汉化的插件, 如图2.45和图2.46:
- 接下来配置 StataEditor 插件, 把 Setting-Default 中的内容复制粘贴到 Setting-User 中, 如图2.47:
- 然后在 Setting-User 中改动如下内容, 如图2.48:

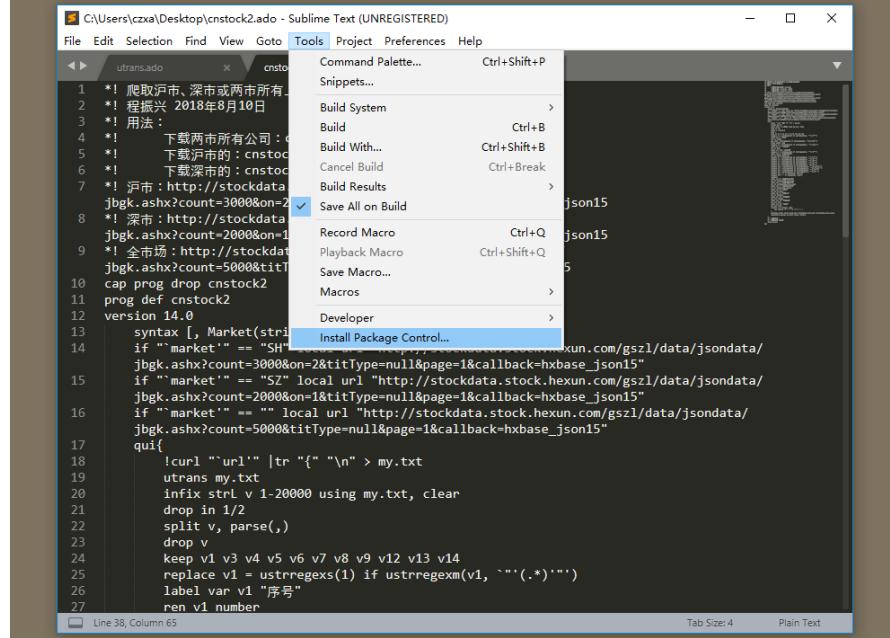


图 2.40: 安装包控制工具

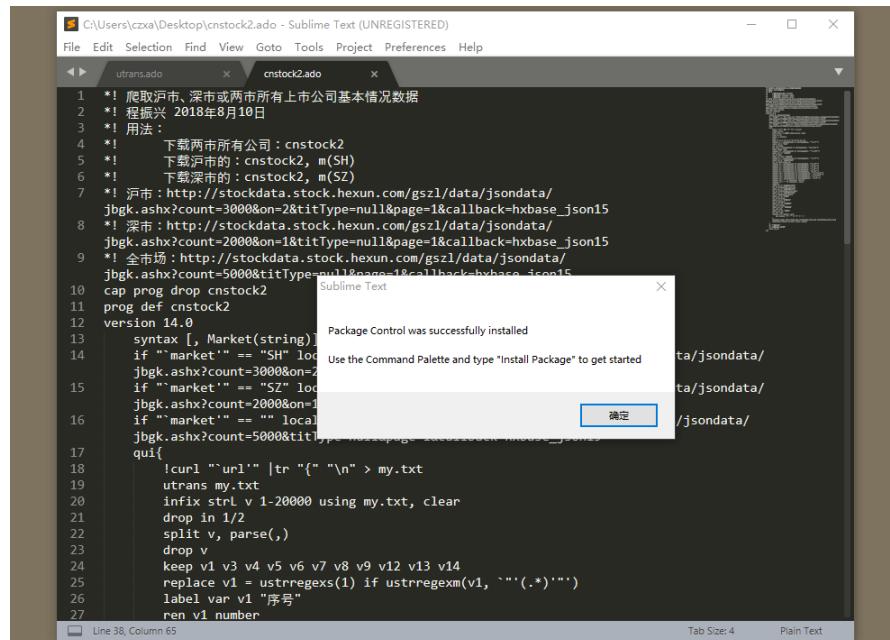


图 2.41: 稍等片刻(注意电脑要联网)

C:\Users\czxa\Desktop\cnstock2.ado - Sublime Text (UNREGISTERED)

File Edit Selection Find View Goto Tools Project Preferences Help

utrans.ado cnstock2.ado

```

1 *! 飞取沪市、深市或两市所有上市公司基本情况
2 *! 程振兴 2018年8月10日
3 *! 用法：
4 *!     下载两市所有公司：cnstock2
5 *!     下载沪市的：cnstock2, m(SH)
6 *!     下载深市的：cnstock2, m(SZ)
7 *! 沪市：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=3000&on=2&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
8 *! 深市：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=2000&on=1&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
9 *! 全市场：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=5000&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
10 cap prog drop cnstock2
11 prog def cnstock2
12 version 14.0
13     syntax [, Market(string)]
14     if "`market'" == "SH" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=3000&on=2&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
15     if "`market'" == "SZ" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=2000&on=1&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
16     if "`market'" == "" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=5000&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
17     qui{
18         !curl `"$url"' | tr "{" "\n" > my.txt
19         utrans my.txt
20         infix strl v 1-20000 using my.txt, clear
21         drop in 1/2
22         split v, parse(,)
23         drop v
24         keep v1 v3 v4 v5 v6 v7 v8 v9 v12 v13 v14
25         replace v1 = ustrregexs(1) if ustrregexm(v1, `"(.*)"')
26         label var v1 "序号"
27         ren v1 number

```

Line 38, Column 65 Tab Size: 4 Plain Text

图 2.42: 稍等片刻(注意电脑要联网)

C:\Users\czxa\Desktop\cnstock2.ado - Sublime Text (UNREGISTERED)

File Edit Selection Find View Goto Tools Project Preferences Help

utrans.ado cnstock2.ado

Package Control:

- Package Control: Add Channel
- Package Control: Add Repository
- Package Control: Disable Package
- Package Control: Discover Packages
- Package Control: Enable Package
- Package Control: Install Package
- Package Control: List Packages
- Package Control: Remove Channel
- Package Control: Remove Package
- Package Control: Remove Repository
- Package Control: Satisfy Dependencies

```

1 *! 飞取沪市,
2 *! 程振兴 2018年8月10日
3 *! 用法：
4 *!     下载两市所有公司：cnstock2
5 *!     下载沪市的：cnstock2, m(SH)
6 *!     下载深市的：cnstock2, m(SZ)
7 *! 沪市：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=3000&on=2&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
8 *! 深市：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=2000&on=1&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
9 *! 全市场：http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
    jbgk.ashx?count=5000&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
10 cap prog drop cnstock2
11 prog def cnstock2
12 version 14.0
13     syntax [, Market(string)]
14     if "`market'" == "SH" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=3000&on=2&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
15     if "`market'" == "SZ" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=2000&on=1&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
16     if "`market'" == "" local url "http://stockdata.stock.hexun.com/gs1/data/jsondata/
        jbgk.ashx?count=5000&titType=null&page=1&callback=hxbase_json15"
17     qui{
18         !curl `"$url"' | tr "{" "\n" > my.txt
19         utrans my.txt
20         infix strl v 1-20000 using my.txt, clear
21         drop in 1/2
22         split v, parse(,)
23         drop v
24         keep v1 v3 v4 v5 v6 v7 v8 v9 v12 v13 v14
25         replace v1 = ustrregexs(1) if ustrregexm(v1, `"(.*)"')
26         label var v1 "序号"
27         ren v1 number

```

Line 38, Column 65 Tab Size: 4 Plain Text

图 2.43: 稍等片刻(注意电脑要联网)

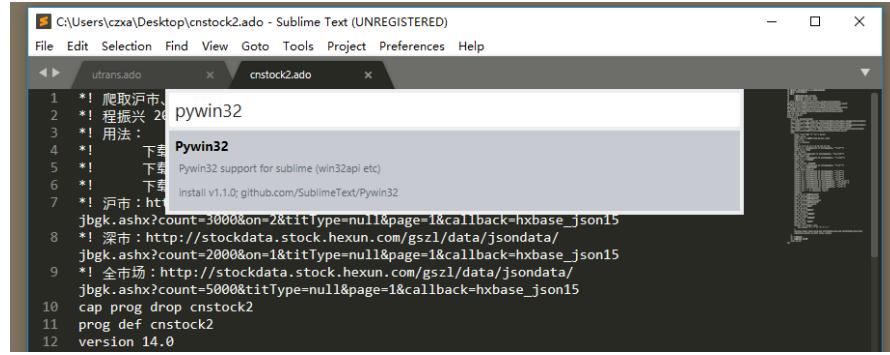


图 2.44: 安装 pywin32

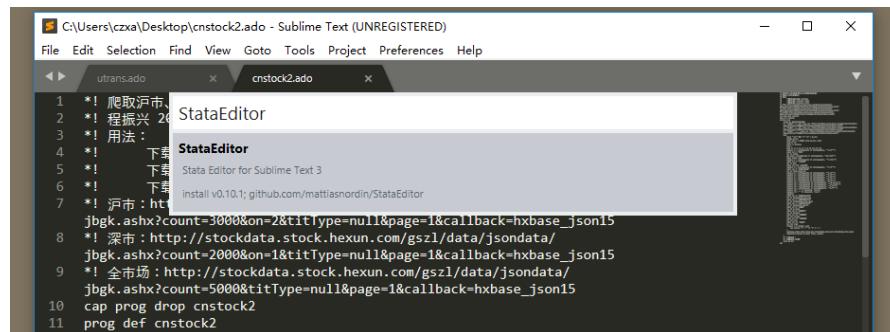


图 2.45: 安装 StataEditor

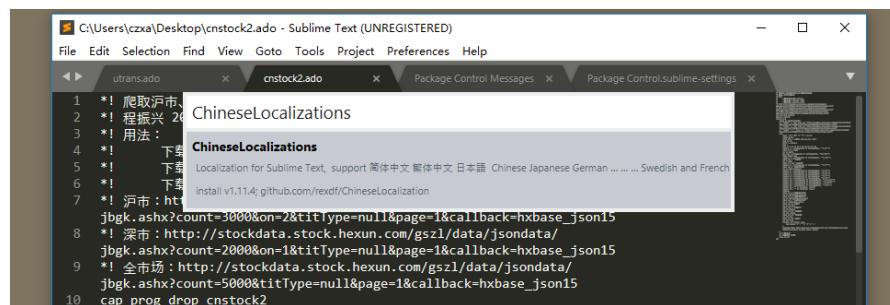


图 2.46: 安装 ChineseLocalizations

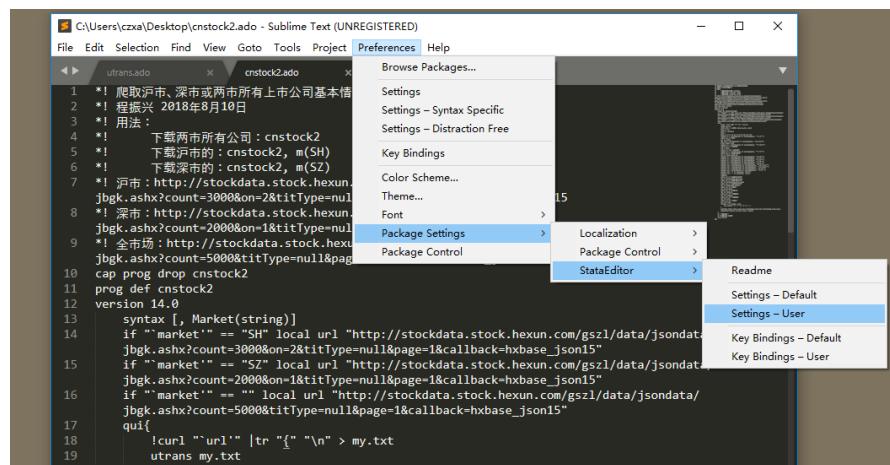


图 2.47: 配置 StataEditor 插件

```

11 Preferences -> Package Settings -> StataEditor -> Settings - User, copy this line of
12
13 "stata_path": "C:/Program Files (x86)/Stata13/StataMP-64.exe",
14
15 /*.Current.Stata.version..This.makes.sure.Sublime.Text.is.sending.code.with.the.corre
16 Windows-1252.is.used.for.Stata-13.and.earlier,.while.utf-8.is.used.for.Stata-14..*/
17
18 "stata_version": 13,
19
20 /*.This.setting.is.only.for.versions.13.and.older..Change.to.appropriate.encoding.if
21 For.example,.if.you.use.a.Chinese.version.of.Stata,.change.encoding.to."gbk"..*/
22
23 "character_encoding": "windows-1252",
24
25 /* With this setting, all variables in the active Stata connection is available in th

```

图 2.48: 在 Setting-User 中改动如上内容

为(这里修改的是你的 Stata 的安装位置、版本和字符编码, 前面两个要结合你的实际情况), 如图2.49:

```

12
13 "stata_path": "C:/Program Files (x86)/Stata15/StataSE-64.exe",
14
15 /*.Current.Stata.version..This.makes.sure.Sublime.Text.is.sending.code.with.the.corre
16 Windows-1252.is.used.for.Stata-13.and.earlier,.while.utf-8.is.used.for.Stata-14..*/
17
18 "stata_version": 15,
19
20 /*.This.setting.is.only.for.versions.13.and.older..Change.to.appropriate.encoding.if
21 For.example,.if.you.use.a.Chinese.version.of.Stata,.change.encoding.to."gbk"..*/
22
23 "character_encoding": "utf-8",
24
25 /* With this setting, all variables in the active Stata connection is available in th
26 dropdown menu. Change the setting to false to turn it off. */

```

图 2.49: 在 Setting-User 中改动如上内容

- 配置完成之后点击右下角会弹出一个选择框, 从框中找到 Stata 选中, 然后你就会发现代码变成彩色的了! 这就是代码高亮, 如图2.50。

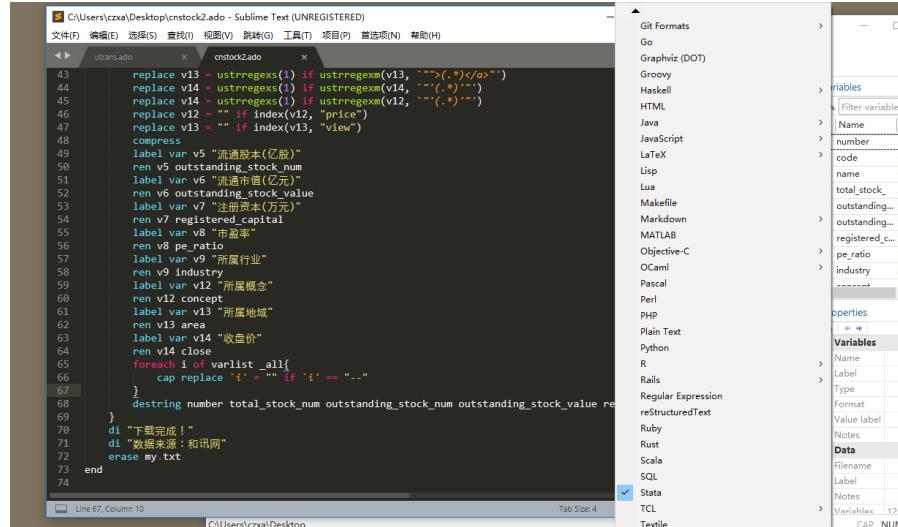


图 2.50: 在 Setting-User 中改动如上内容

- 不过现在的代码还是不能直接运行, 我们还需要继续进行下面的操作:
- 按 Ctrl+` (注意这个键是半角输入模式下的制表符上面的那个键) 打开命令窗口输入下面这段代码, 如图2.51:
- 这段代码来自这里:<https://packagecontrol.io/installation>。

```
import urllib.request,os; pf = 'Package Control.sublime-package'; ipp = sublime.installed_packages_path(); urllib.request.install_opener(urllib.request.build_opener(urllib.request.ProxyHandler())); open(os.path.join(ipp, pf), 'wb').write(urllib.request.urlopen('http://sublime.wbond.net/' + pf.replace('','%20')).read())
```

图 2.51: 输入上面这段代码

- 回车运行完之后再次 **Ctrl+‘** 关闭命令窗口即可。
- 最后我们再去到 Stata15 的安装位置, 右键 **StataSE-64.exe** 创建快捷方式, 然后右键点击刚刚创建的快捷方式选择属性打开做如下修改, 也就是在目标的最后加上/**Register**, 如图2.52:
- 再点击高级勾选, 如图2.53:
- 确定所有, 回到安装位置, 右键快捷方式选择以管理员的身份运行, 然后可以了, 如图2.54。

运行完之后你就会发现这个快捷方式无法启动 Stata 了, 重新新建一个快捷方式即可。

#### 2.4.1.2 使用演示

- 关掉 Sublime, 首先新建一个 do 文档(建立方法是新建一个 txt 文档然后把扩展名改为 do 即可)
- 现在它的默认打开方式是 Stata, 我们右键打开属性修改一下:
- 然后点击确定就可以了。
- 打开它! 我写了一个比较规范的 do-file, 如图2.58:  
我的注释是绿色的, 是我自己调的色。
- 我们要记住的第一个快捷键就是:**Ctrl+D**——运行全部或选中的代码。
- 选择实力文件夹中的所有代码, 然后按**Ctrl+D**即可绘制出一副太极八卦图了, 如图2.59:

#### 2.4.1.3 太极八卦图的绘制代码

```
clear
* 安装绘图主题
ssc install blindschemes, replace all
* 设置绘图主题为 plotplain
set scheme plotplain

set obs 500
gen x = runiform(0, 0.6)
gen y1 = sqrt(0.352 - x^2)
gen y2 = -sqrt(0.352 - x^2)
tw ///
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*60) mcolor(black) || ///
```



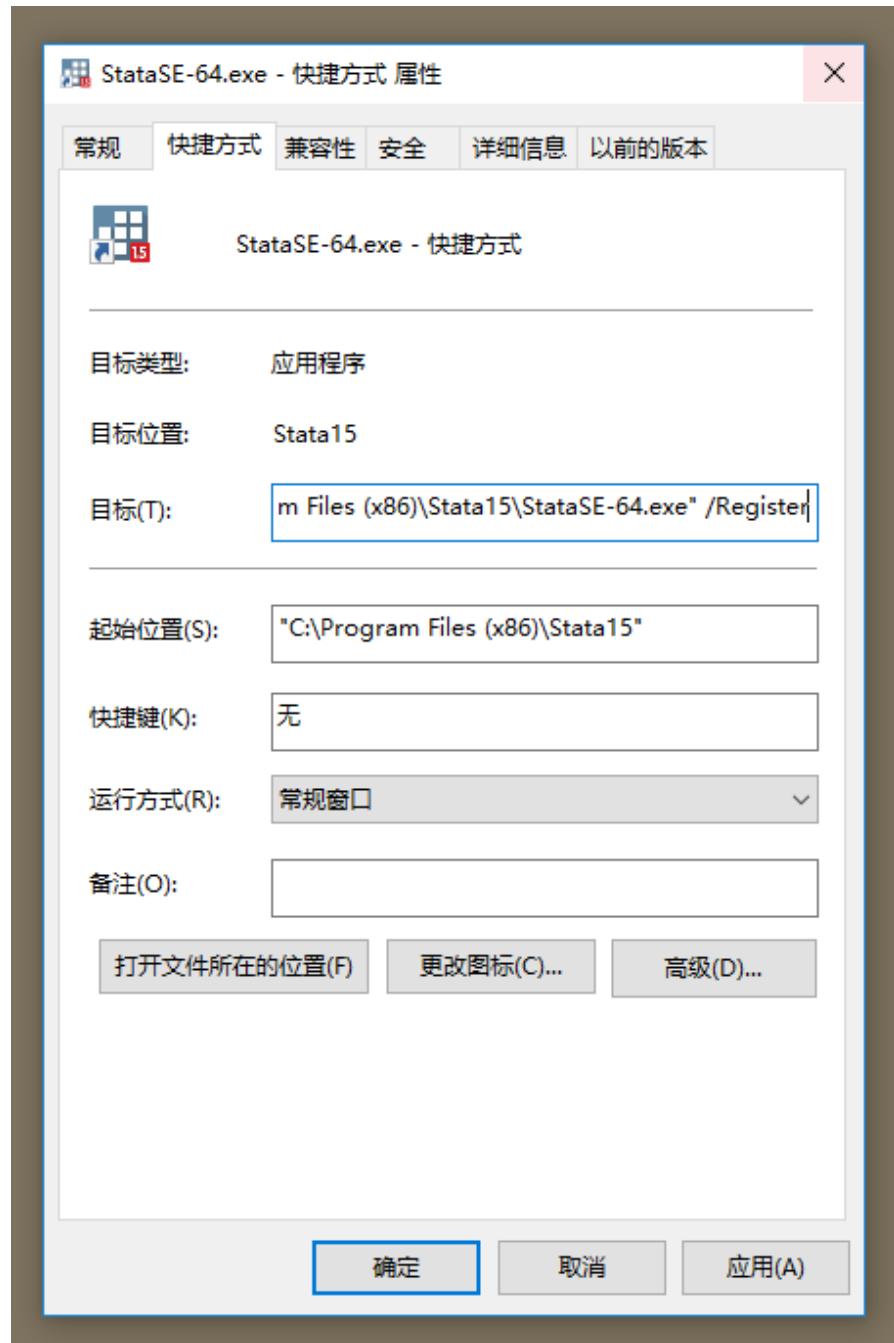


图 2.52: 创建快捷方式和注册

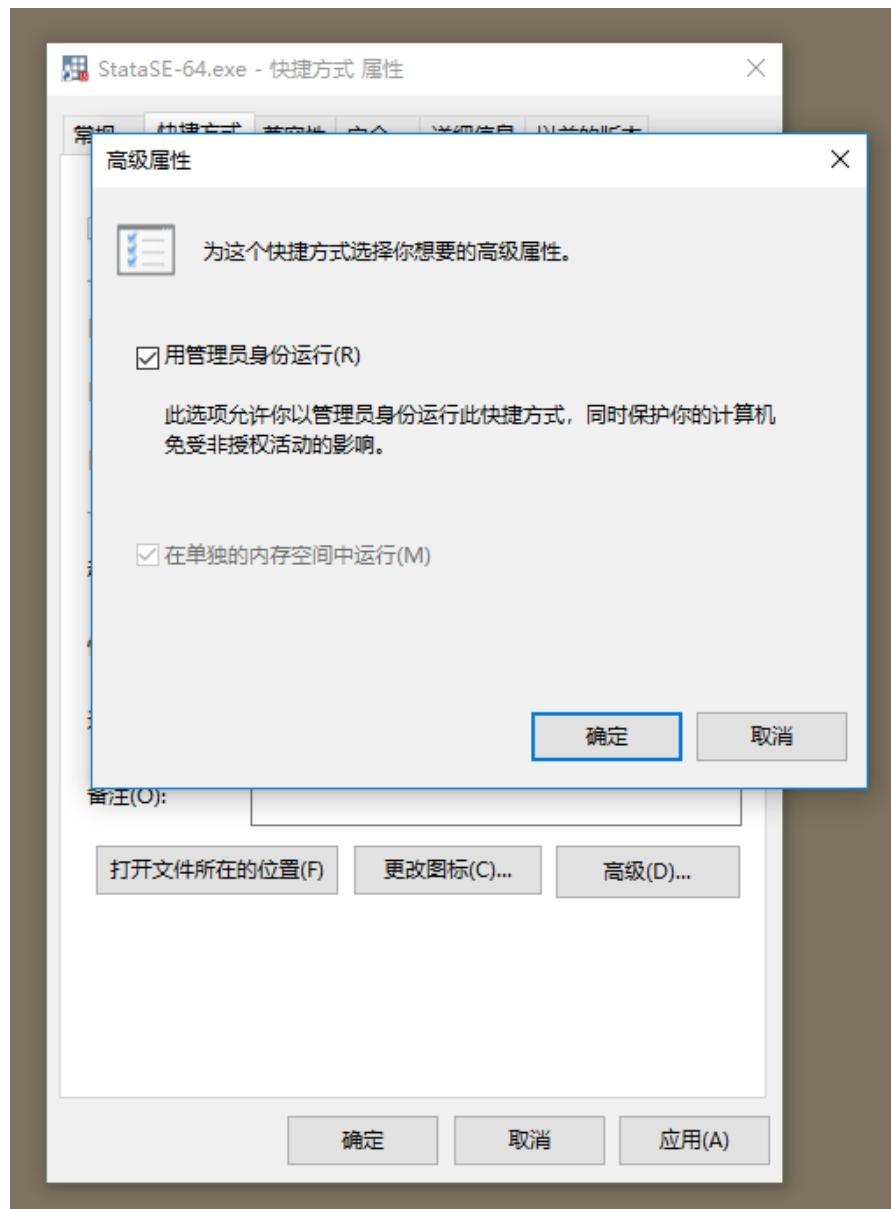


图 2.53: 再点击高级勾选

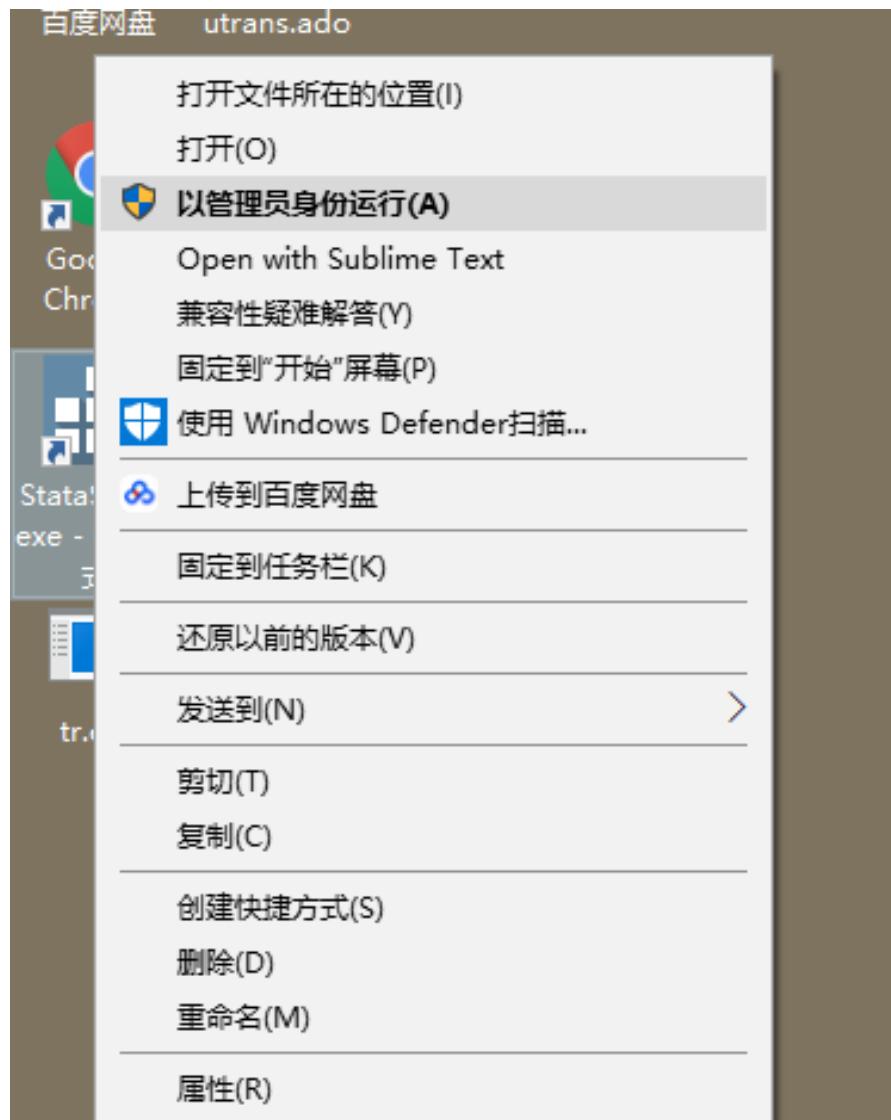


图 2.54: 选择以管理员的身份运行

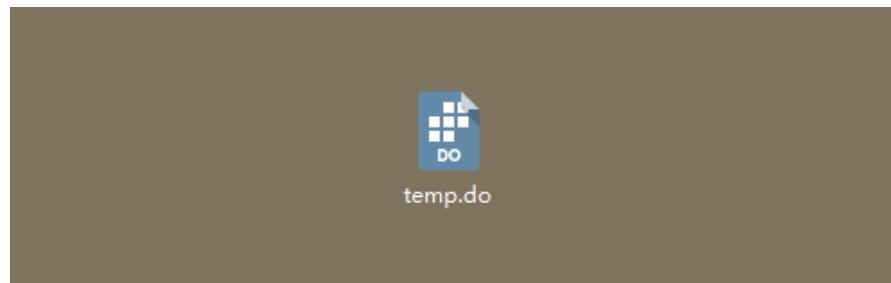


图 2.55: 右键打开属性修改 do 文件的默认打开方式

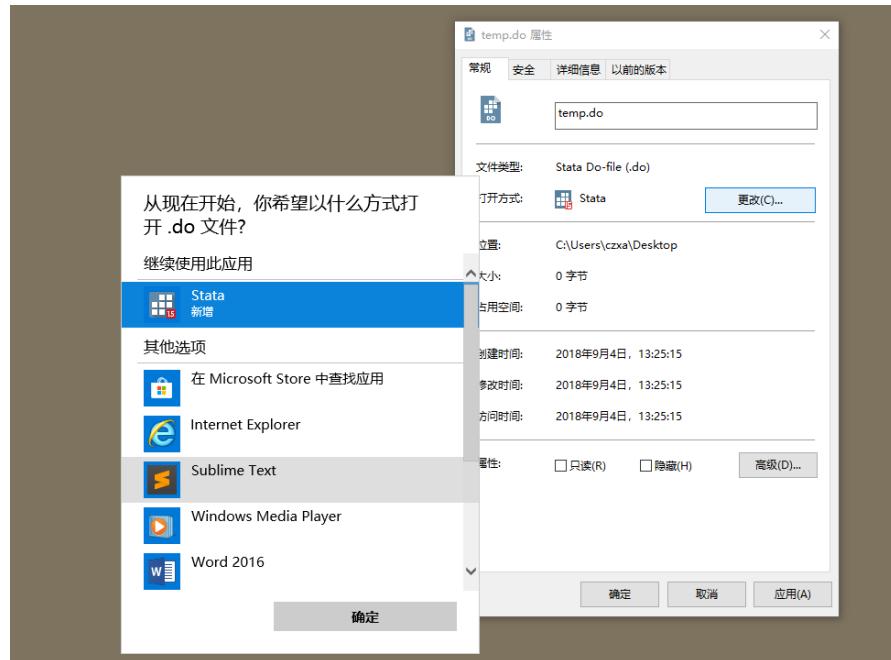


图 2.56: 右键打开属性修改 do 文件的默认打开方式

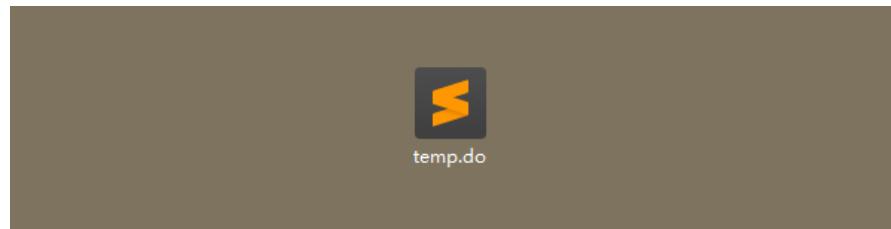


图 2.57: 右键打开属性修改 do 文件的默认打开方式

```

1  *-----*-----*-----*-----*-----*
2  *          示例文件          *
3  *          程振兴           *
4  *          2018年9月4日       *
5  *-----*-----*-----*-----*-----*
6  * 描述: 本程序用于岩石如何使用Stata绘制一幅八卦图。*
7  *-----*-----*-----*-----*-----*
8  clear
9  set obs 500
10 gen x = runiform(0, 0.6)
11 gen y1 = sqrt(0.352 - x^2)
12 gen y2 = -sqrt(0.352 - x^2)
13 tw
14 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*60) mcolor(black) ||///
15 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*56) mcolor(white) ||///
16 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*54) mcolor(black) ||///
17 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*50) mcolor(white) ||///
18 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*48) mcolor(black) ||///
19 scatteri 0 0, msymbol(0) msize(*44) mcolor(white) ||///
20 pci 0 0 -1 -0.03, lc(white) lw(*2) ||///
21 pci 0 0 -1 0 , lc(white) lw(*6) ||///
22 pci 0 0 -1 0.03, lc(white) lw(*2) ||///
23
24 pci 1 -0.4142 -1 0.4142, lc(white) lw(*12) ||///
25 pci 1 -0.3800 -1 0.3800, lc(white) lw(*4) ||///
26 pci 1 -0.4900 -1 0.4900, lc(white) lw(*4) ||///
27
28 pci 0 0 -0.63 0.660, lc(white) lw(*3) ||///
29 pci 0 0 -0.61 0.660, lc(white) lw(*3) ||///
30 pci 0 0 -0.59 0.665, lc(white) lw(*3) ||///
31
32 pci 0.650 -0.650 0.75 -0.75, lc(white) lw(*3) ||///
33 pci 0.635 -0.635 0.70 -0.70, lc(white) lw(*3) ||///
34 pci 0.630 -0.666 0.68 -0.72, lc(white) lw(*5) ||///
35
36 pci 0.45 -1 -0.45 1, lc(white) lw(*5) ||///
37 pci 0.40 -1 -0.40 1, lc(white) lw(*6) ||///
38 pci 0.35 -1 -0.35 1, lc(white) lw(*8) ||///
39
40 pci 0 -0.9 0 -0.8, lc(white) lw(*8) ||///
41 pci 0 0.7 0 0.8, lc(white) lw(*8) ||///
42 pci 0 0.9 0 1.0, lc(white) lw(*8) ||///
43
44 pci -1 -0.4142 1 0.4142, lc(white) lw(*16) ||///
45
46 pci -0.75 -0.75 -0.57 -0.57, lc(white) lw(*8) ||///
47 pci 0.50 0.50 0.56 0.56, lc(white) lw(*8) ||///
48
49 pci -0.45 -1 0.45 1 , lc(white) lw(*16) ||///
50
51 scatteri 0 0, msymbol(0h) msize(*36) mcolor(black) ||///
52 rarea y1 y2 x, sort fc(black) lc(black) fi(inten100) ||///
53 scatteri -0.292 0, msymbol(0) msize(*17.5) mcolor(black) ||///
54 scatteri 0.292 0, msymbol(0) msize(*17.5) mcolor(white) ||///
55 scatteri 0.292 0, msymbol(0) msize(*4) mcolor(black) ||///
56 scatteri -0.292 0, msymbol(0) msize(*4) mcolor(white) ||///
57 ||, leg(off) xla(-1(2)1, nogrid format(%6.0f) ||///
58 labc(white) tlc(white)) xsc(lc(white)) ||///
59 yla(-1(0.1)1, nogrid) aspect(1) ysc(off) xti(" ") ||///
60 gr export 太极八卦图.png, width(1800) height(1200)
61

```

图 2.58: 一个比较规范的 do-file



图 2.59: 太极八卦图

```
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*56) mcolor(white) || ///
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*54) mcolor(black) || ///
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*50) mcolor(white) || ///
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*48) mcolor(black) || ///
scatteri 0 0, msymbol(O) msize(*44) mcolor(white) || ///
pci 0 0 -1 -0.03, lc(white) lw(*2) || ///
pci 0 0 -1 0, lc(white) lw(*6) || ///
pci 0 0 -1 0.03, lc(white) lw(*2) || ///
|| ///
pci 1 -0.4142 -1 0.4142, lc(white) lw(*12) || ///
pci 1 -0.38 -1 0.38, lc(white) lw(*4) || ///
pci 1 -0.49 -1 0.49, lc(white) lw(*4) || ///
|| ///
pci 0 0 -0.63 0.66, lc(white) lw(*3) || ///
pci 0 0 -0.61 0.66, lc(white) lw(*3) || ///
pci 0 0 -0.59 0.665, lc(white) lw(*3) || ///
|| ///
pci 0.65 -0.65 0.75 -0.75, lc(white) lw(*3) || ///
pci 0.635 -0.635 0.7 -0.7, lc(white) lw(*3) || ///
pci 0.63 -0.666 0.68 -0.72, lc(white) lw(*5) || ///
|| ///
pci 0.45 -1 -0.45 1, lc(white) lw(*5) || ///
pci 0.4 -1 -0.4 1, lc(white) lw(*6) || ///
pci 0.35 -1 -0.35 1, lc(white) lw(*8) || ///
|| ///
pci 0 -0.9 0 -0.8, lc(white) lw(*8) || ///
pci 0 0.7 0 0.8, lc(white) lw(*8) || ///
pci 0 0.9 0 1, lc(white) lw(*8) || ///
|| ///
pci -1 -0.4142 1 0.4142, lc(white) lw(*16) || ///
```

```

|| ///
pci -0.75 -0.75 -0.57 -0.57, lc(white) lw(*8) || ///
pci 0.5 0.5 0.56 0.56, lc(white) lw(*8) || ///
|| ///
pci -0.45 -1 0.45 1 , lc(white) lw(*16) || ///
|| ///
scatteri 0 0, msymbol(Oh) mszie(*36) mcolor(black) || ///
rarea y1 y2 x, sort fc(black) lc(black) fi(inten100) || ///
scatteri -0.292 0, msymbol(O) mszie(*17.5) mcolor(black) || ///
scatteri 0.292 0, msymbol(O) mszie(*17.5) mcolor(white) || ///
scatteri 0.292 0, msymbol(O) mszie(*4) mcolor(black) || ///
scatteri -0.292 0, msymbol(O) mszie(*4) mc(white) || ///
||, leg(off) xla(-1(2)1, nogrid format(%6.0f) labc(white) ///
tlc(white)) xsc(lc(white)) yla(-1(0.1)1, nogrid) ///
aspect(1) ysc(off) xti("") ///
gr export 太极八卦图.png, width(1800) height(1200)

```

## 2.4.2 Mac OS

Mac 上的安装配置更加简单。不再介绍。

## 2.5 常用 shell/Dos 命令安装

shell 和 Dos 分别是 Mac/Linux 和 Windows 上对命令解释器的称谓。Stata 的一个最常见的拓展使用就是调用 shell 命令和 Dos 命令。为了简单，下面统称为 shell 命令。在 Windows 系统上，Dos 命令可以在 cmd----命令提示符中运行，而 shell 命令可以在 Mac 的终端中运行。Stata 可以通过!或者 shell 调用这些工具。其中最常用的莫过于curl命令了。这款命令非常强大，可以模拟浏览器操作。在使用 Stata 爬数据的时候经常使用。这里介绍一下如何安装这款工具。

### 2.5.1 Windows OS

- 首先打开命令提示符，输入**where powershell**找到 powershell.exe 的位置，然后找到它右键选择以管理员身份打开。然后就会弹出来一个蓝色的命令行界面。
- 然后可以安装一个包管理工具 choco(这里参考了这篇文章 [«在 windows 下使用 choco 作为包管理工具»](#))。在以管理员身份打开的 powershell 里依次输入下面几句命令：

```

Set-ExecutionPolicy RemoteSigned
* 安装choco
iwr https://chocolatey.org/install.ps1 -UseBasicParsing | iex
* 安装curl
choco install curl

```



这样你就安装好了 Windows 下一款非常好用的包管理工具,此外,你如果想安装其他命令,可以在这个网站检索:<https://chocolatey.org/packages>。推荐安装wget和axel,这两个是非常好用的下载工具。**axel**是个多线程下载工具,下载电影什么的都不是问题。

- 另外有时候也会用到 tr 命令和 sed 命令:这两个命令的下载链接分别为:

tr:<http://bcn.bathome.net/tool/tr.exe>

sed:<http://bcn.bathome.net/tool/4.7/sed.exe>

推荐大家一个非常全的批处理命令库:<http://www.bathome.net/s/tool/>

注意上面下面的命令都不是双击安装的,把下载到的 exe 文件放入C:\Windows\System32即可全局使用。

## 2.5.2 Mac OS

如果你是 Mac 用户,那你非常幸运,因为上面提到的 curl、tr 和 sed 都是自带的。

## 2.6 Stata 更新

Stata 公司定期会出更新包修复一些 Bug 或者添加一些新的功能,及时更新 Stata 也是有必要的。由于我们的 Stata 是盗版的,所以只能采取离线更新。即首先下载离线更新包,然后更新:离线更新包的下载地址为<https://www.stata.com/support/updates/>,为了方便大家更新,我这里直接给出各个版本的下载链接

[stata15update\\_win.zip](#)

[stata15update\\_mac.zip](#)

[stata14update\\_win.zip](#)

[stata14update\\_mac.zip](#)

下载完成之后会得到一个 zip 文件,解压。

下面打开 Stata (根据你的 Stata 版本选择更新包即可): 在 Command 窗口输入**db update** 并回车,会弹出这个窗口:

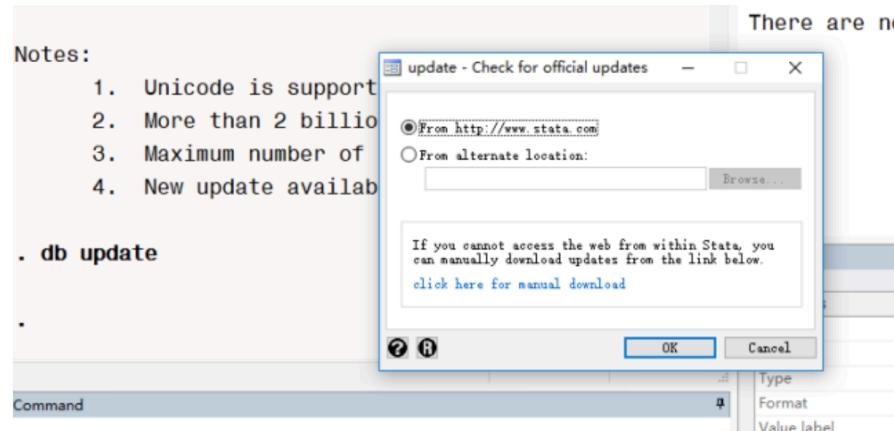


图 2.60: Stata 的更新

然后选择 From alternate location => Browse => 确定：

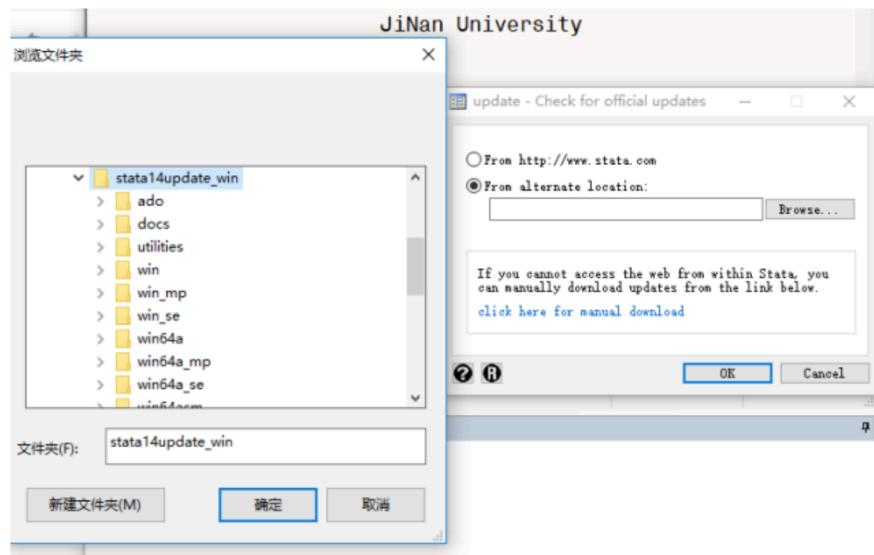


图 2.61: Stata 的更新

点击 OK 即可进入更新：

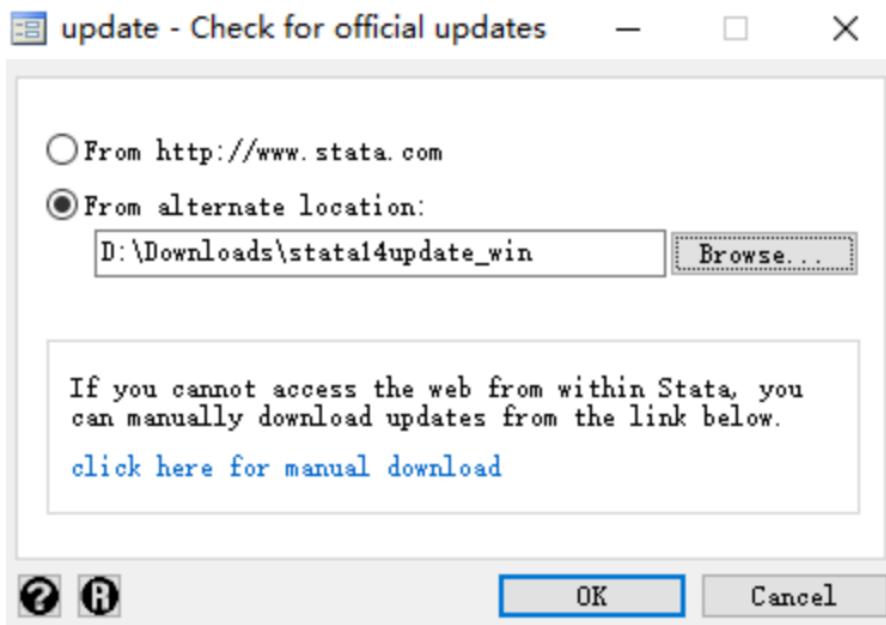


图 2.62: Stata 的更新

选择 Yes：

然后等待片刻即可更新成功：

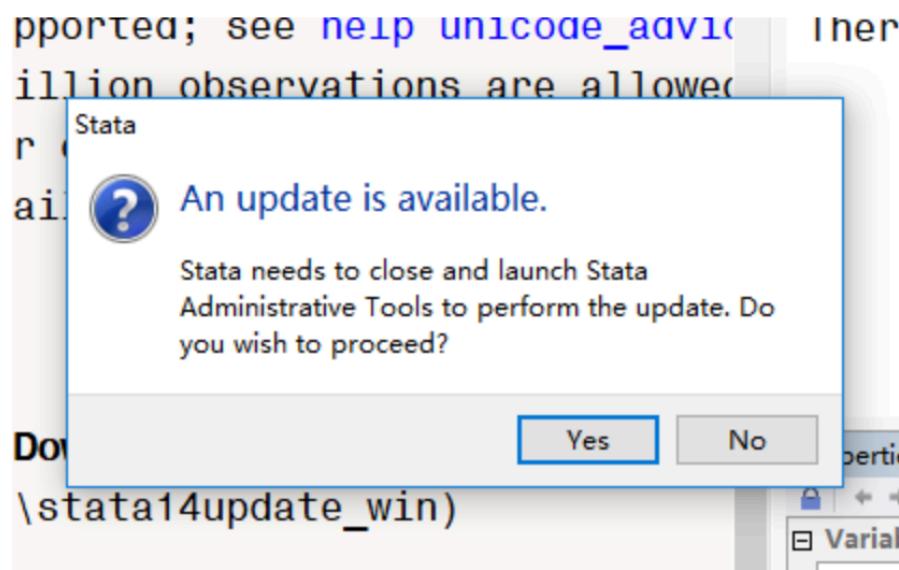


图 2.63: Stata 的更新

```
. update all, from("D:\Downloads\stata14update_win")
(examining D:\Downloads\stata14update_win)

downloading executable files ...      complete
downloading utility files ...       complete
downloading documentation files ...
```

图 2.64: Stata 的更新

# 第3章 Stata 基础操作

---

## 3.1 Stata 是什么?

根据 Stata 对自己的介绍:

1. Stata is a statistical package for managing, analyzing, and graphing data.
2. Stata is available for a variety of platforms. Stata may be used either as a point-and-click application or as a command-driven package.
3. Stata's GUI provides an easy interface for those new to Stata and for experienced Stata users who wish to execute a command that they seldom use.
4. The command language provides a fast way to communicate with Stata and to communicate more complex ideas.

也就是说,Stata 是一个集数据管理、分析和可视化的工具。可以在各种操作系统中使用,可以通过鼠标点击操作也能通过命令行驱动。

Stata 的图形用户界面让新手们很方便入门,Stata 的命令语言使得很多复杂的想法变得容易实现。

我经常看到很多 R、Python、Matlab 用户对 Stata 非常不屑一顾。每每提及 Stata 总是要加一句:

“如果 Stata 也算编程语言的话……”

我也常听一些没有接触过编程的朋友对 Stata 望而却步,他们常说:

“虽然看不懂,但是觉得很厉害的样子。”

所以 Stata 是什么? 在 Stata 中运行 `help class` 命令你就可以看到下面的一段介绍:

Stata's two programming languages, ado and Mata, each support object-oriented programming. [P] class explains object-oriented programming in ado. Most users interested in object-oriented programming will wish to do the programming in Mata. See [M-2] class to learn about object-oriented programming in Mata.

Stata 是套体系完整的面向对象的编程语言。两种编程语言, **ado** 和 **Mata**, 第一种较为常用,第二种更为强大。

## 3.2 Stata 能做什么?

1. 数据获取与处理。使用 Stata 可以比较快速的获取多种数据并迅速整理成研究者所需要的数据。
2. 精美统计图形绘制与导出。Stata 的绘图系统是相当完整的。通过绘图主题的选择, Stata 作图也可以非常的精美。
3. 严谨可重复的实证研究。

在熟练使用 Stata 之前, 你的论文原材料可能是像图 3.1 一样的(图 3.1 并不是论文的原材料, 是我随便截的, 只是想表达乱):

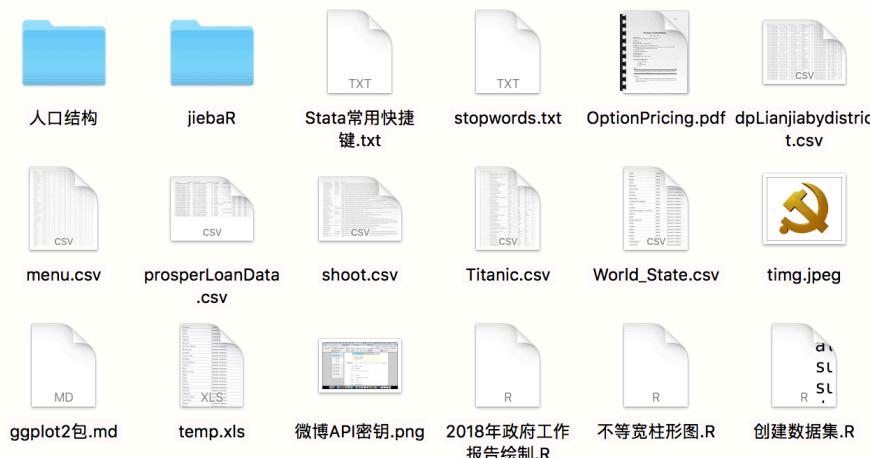


图 3.1: 一个乱七八糟的文件夹

在此之前可能你的主要数据处理工具是 Excel , 并且还不会 Excel VBA , 所以经常会整夜整夜的复制粘贴。而这些工作实际上用几行 Stata 语句就能完成。

那你用熟练了 Stata 之后你的论文数据是什么样的呢? 假如你是一个像我一样的强迫症患者, 那么你的论文源码将会像图 3.2 一样。



图 3.2: 一个整洁的项目文件夹

这个文件夹的目录结构是:

```

ADO
carryforward.ado
carryforward.hlp
estadd.ado

```

```

estadd.hlp
esttab.ado
esttab.hlp

DATA
beta.csv
mydata.dta

DO
表2-1-描述性统计表.do
表3-1-模型估计结果.do
图3-1-每个月份的风险暴露变化对股票流动性影响的差异.do
表3-2-模型估计结果.do
图3-2-每个年份风险暴露变化对股票流动性影响的差异.do
表4-1-稳健性检验结果.do
设定绘图主题.do

DOCS
风险暴露的变化对股票流动性的影响.pdf

IMAGE
年份效应.png
月份效应.png
主程序.do
参考文献
110228635.pdf

```

在用 Stata 之前,每次画图你可能都要在 Excel 上面点击无数次。而用 Stata 之后,即使是下面这样复杂的图3.3,你只需要一行命令就能绘制出来:

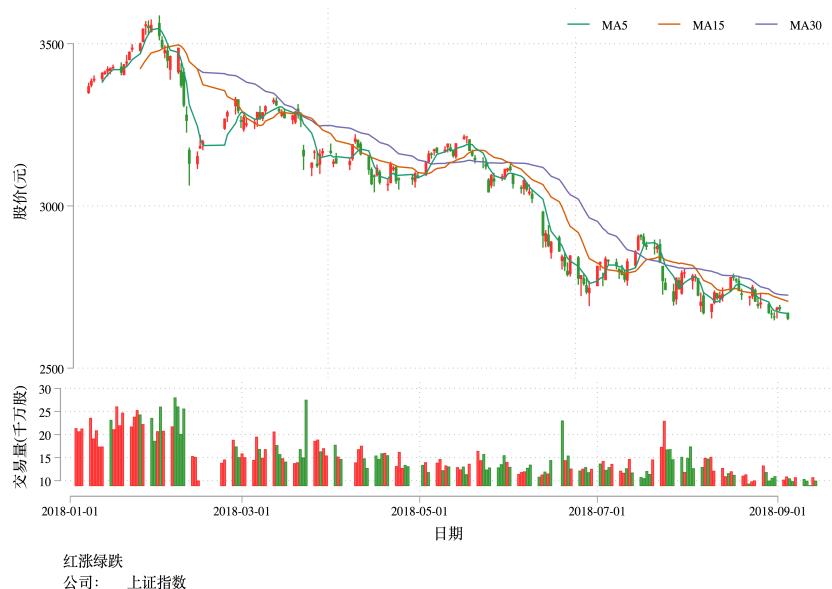


图 3.3: 上证指数蜡烛图

此外,如果你还会一些数据库或其它编程软件,Stata 能够很好的和它们交互使用。

如果说 Stata 不是最好的,我觉得 Stata 是做实证研究的最好工具。

1. Stata 作为商业软件,有着专业且负责的团队维护。所以 Stata 的帮助文档是最让人

喜爱的,这些也是很多开源软件无法比拟的。

2. Stata 的速度相对较快, Stata 的启动速度远快于 Matlab、SAS 这些软件, 且对电脑硬件要求较低, 这是非常重要的, 如果你想用一个软件, 然后打开它就要等待几分钟。那我想你可能很快就烦了。另外 Stata 运行的速度也足够快。可以满足大多数用户的需求。
3. Stata 提供了很多可以把统计表格导出到 Word、PDF 和 Tex 文档的命令。实际上 Stata15 的 putdocx 命令搭配其它的一些命令可以直接实现论文的编排。

我想以上的每一条都足以成为大家认真学习 Stata 的理由。

下面就让我们进入 Stata 的世界吧!

## 3.3 Stata 基本操作

### 3.3.1 Stata 系统文件夹

运行 **sysdir** 命令即可得到 Stata 的系统文件夹列表:

```
sysdir
*>     STATA:  /Applications/Stata15/
*>     BASE:   /Applications/Stata15/ado/base/
*>     SITE:   /Applications/Stata15/ado/site/
*>     PLUS:   /Users/czx/Library/Application Support/Stata/ado/plus/
*> PERSONAL: /Users/czx/Library/Application Support/Stata/ado/personal/
*> OLDPLACE: ~/ado/
```

- **BASE** 文件夹包含了 Stata 官方的 ado 文件;
- **PERSONAL** 文件夹可以放置你自己的 ado-files;
- **PLUS** 文件夹在你下载外部命令时会被自动创建。

另外运行 **adopath** 也可以得到:

```
adopath
*> [1] (BASE)      "/Applications/Stata15/ado/base/"
*> [2] (SITE)      "/Applications/Stata15/ado/site/"
*> [3]             "."
*> [4] (PERSONAL) "/Users/czx/Library/Application Support/Stata/ado/
personal/"
*> [5] (PLUS)      "/Users/czx/Library/Application Support/Stata/ado/plus/"
*> [6] (OLDPLACE)  "~/ado/"
```

**adopath** 命令的运行结果和 **sysdir** 基本相同,这里的排序也是 Stata 寻找 ado 文件的顺序。

### 3.3.2 数据导入

#### 3.3.2.1 导入系统数据集

系统数据集就是位于系统文件夹的数据集,这些数据集一般是一些示例数据集。导入系统数据集是使用 `sysuse` 命令,最有名的系统数据集要数 `auto` 数据集了:

```
sysuse auto, clear
```

这是个 1978 年的汽车数据集。这个数据集是这样的:

make[1]	AMC Concord	变量
1	AMC Concord	make Make an...
2	AMC Pacer	price Price
3	AMC Spirit	mpg Mileage...
4	Buick Century	rep78 Repair R...
5	Buick Electra	headroom Headro...
6	Buick LeSabre	trunk Trunk sp...
7	Buick Opel	weight Weight (...)
8	Buick Regal	length Length (...)
9	Buick Riviera	turn Turn Cir...
10	Buick Skylark	disp...ent Displace...
11	Cad. Deville	gear_ratio Gear Ra...
12	Cad. Eldorado	foreign Car type
13	Cad. Seville	
14	Chev. Chevette	
15	Chev. Impala	
16	Chev. Malibu	
17	Chev. Monte Carlo	
18	Chev. Monza	
19	Chev. Nova	
20	Dodge Colt	
21	Dodge Diplomat	

图 3.4: 1978 年汽车数据集

此外 `sysuse` 还可以用来查看所有的系统数据集:

```
sysuse dir
*> .dta
*> air2.dta
*> airq.dta
*> auto.dta
*> auto2.dta
*> autornd.dta
*> bplong.dta
*> bpwide.dta
*> brewmeta.dta
*> cancer.dta
*> census.dta
*> child.dta
*> citytemp.dta
*> citytemp4.dta
      cjd1617.dta      lifeexp.dta      reshape1.dta
      colorschemes.dta  lutkepohl2.dta  sandstone.dta
      countycode.dta   moneysupply.dta sexratio.dta
      educ99gdp.dta    network1.dta    smoking.dta
      fullauto.dta     network1a.dta   sp500.dta
      ghanaage.dta    nhanes2f.dta   splotxmpl.dta
      gnp96.dta        nlsw88.dta    stackxmpl.dta
      grunfeld.dta    nlswide1.dta  surface.dta
      houseprice.dta   nlswork.dta   tsline1.dta
      jd14151617xxb.dta nlswork2.dta tsline2.dta
      jd141516cjd.dta parent.dta   uslifeexp.dta
      jd2017zsjh.dta   pop2000.dta  uslifeexp2.dta
      jdcourse2018a.dta population.dta voter.dta
      lbw.dta         rate2.dta   xtline1.dta
```

使用 `all` 选项可以查看所有的:

```
sysuse dir, all
```

*> .dta	child.dta	network1a.dta
*> __i10v2003.dta	china_map.dta	nhanes2f.dta
*> __i10v2004.dta	citytemp.dta	nlsw88.dta
*> __i10v2006.dta	citytemp4.dta	nlswide1.dta
*> __i10v2007.dta	cjd1617.dta	nlswork.dta
*> __i10v2008.dta	colorschemes.dta	nlswork2.dta
*> __i10v2009.dta	countycode.dta	parent.dta
*> __i10v2010.dta	echarts_worldmap.dta	pop2000.dta
*> __i10v2011.dta	educ99gdp.dta	population.dta
*> __i10v2012.dta	fullauto.dta	rate2.dta
*> __i10v2013.dta	ghanaage.dta	reshape1.dta
*> __i10v2014.dta	gini_prov.dta	sandstone.dta
*> __i10v2016.dta	gnp96.dta	sexratio.dta
*> __icd10.dta	grunfeld.dta	smoking.dta
*> __icd10cm.dta	houseprice.dta	sp500.dta
*> __icd10pcs.dta	icd9_cod.dta	splotxmpl.dta
*> air2.dta	icd9_cop.dta	stackxmpl.dta
*> airq.dta	jd14151617xxb.dta	surface.dta
*> auto.dta	jd141516cj.dta	tsline1.dta
*> auto2.dta	jd2017zsjh.dta	tsline2.dta
*> autornd.dta	jdcourse2018a.dta	uslifeexp.dta
*> bplong.dta	lbw.dta	uslifeexp2.dta
*> bpwide.dta	lifeexp.dta	voter.dta
*> brewmeta.dta	lutkepohl2.dta	xtline1.dta
*> cancer.dta	moneysupply.dta	
*> census.dta	network1.dta	

### 3.3.2.2 导入网络数据集

网络数据集是存放在 Stata 公司服务器上的一些数据集，通常也是一些示例数据集。例如导入 `lifeexp.dta` 数据集：

```
webuse lifeexp, clear
*> (Life expectancy, 1998)
```

这是一个 1998 年预期寿命数据集，括号里面的内容是数据集的标签 (**help label**)。

`webuse query` 可以用来查看当前 `webuse` 指向的数据仓库地址：

```
webuse query
*> (prefix now "http://www.stata-press.com/data/r15")
```

还可以换个地址：

```
webuse set "https://www.czxa.top/cuse/c"
*> (prefix now "https://www.czxa.top/cuse/c")
```

这个网址是我的数据仓库下的一个名称为 c 的子文件夹，里面放置着 c 开头的数据集。设定好网址指向之后就可以调用该指向下的数据集了：

```
webuse cjd1617, clear
*> (金融学16和17年成绩单)
```

这是我们班同学 2016 和 2017 年的成绩单,为了保护隐私,我抹去了大家的姓名。重新把 `webuse` 的指向的网址指向设定为默认网址,只需要运行下面的命令即可:

```
webuse set
*> (prefix now "http://www.stata-press.com/data/r15")
```

### 3.3.2.3 调用我的个人仓库里面的数据集

在实际数据处理过程中,有时候我们会需要一些常用的数据集,例如中国行政区划编码。如果每次我们都上网找然后再导入 Stata 进行整理,是不是太麻烦了? 我们能不能像 `sysuse`、`webuse` 这样直接使用数据呢? 所以我就写了这套 `cuse` 命令。这个命令里面包含了很多我经常使用的数据集,例如各省市的行政区号之类的。

运行下面的命令即可安装这个命令:

```
github install czxa/cuse, replace
```

这个命令的使用方法是:

```
* cuselist 可以用来查看数据库中包含的数据
cuselist
*> 【0】
*> -----
*> 1. 000001.dta: 平安银行历史股票数据
*> 【a】
*> -----
*> 1. amricancellmapdata.dta: 美国蜂窝地图各个省份的位置坐标
..... (此处省略部分代码)
*> 【t】
*> -----
*> 1. titanic.dta: 泰坦尼克号生存数据集
*> 2. tourism.dta: 旅游事业发展情况
*> -----
*> 【书籍数据集】
*> 注意! 如果你想调用的数据集的名字里含大写字母, 你需要把它的首字母调成小写
才能调用!
*> 1. 《计量经济学及 Stata 应用》——陈强著
*> 2. 《高级计量经济学及 Stata 应用》——陈强著
*> 3. 《An Introduction to Stata Programming, Second Edition》——
Christopher F. Baum著
```

然后如果你想调用需要的数据集,使用 `cuse` 命令,这个命令的语法是:

```
cuse ["filename"] [, clear web savetosystem ]
```

下划线表明该选项可以简写为下划线部分。



- **clear**: 清空当前数据集;
- **web**: 表示从网络读取数据, 对我的电脑来说, 这是个可选项, 对于别人的电脑来说, 这是个必选项。
- **savetosystem** 表示调用的同时把该数据集存入系统文件夹。

例如, 假如我想调用 `grilic_small.dta` 数据集, 使用下面的命令即可:

```
cuse grilic_small, c w s
```

上面的命令就实现了把内存清空、从网络获取数据和存入系统文件夹三个操作, 以后如果需要这个数据集, 用 `sysuse` 也可以读取了:

```
sysuse grilic_small, clear
```

### 3.3.3 读入 dta 数据集

这个是最为常用的命令, `use` 命令。用来导入 Stata 的 `dta` 格式的数据集。

例如我想读取 `grilic_small.dta` 数据集, 下面的命令即可:

```
* 首先把工作目录设置到这个数据集所在的文件夹
cd ~/Desktop/datasets
* 然后使用use命令读取该数据集
use grilic_small, clear
* 当然你也可以这么做, 也就是路径+文件名
use ~/Desktop/datasets/grilic_small.dta, clear
* 但是不推荐。建议的工作流程是把所有的工作都在工作目录下进行。
```

### 3.3.4 读入 csv 数据集

`csv` 格式的数据集是逗号分隔的文本文件, 可以直接用 Excel 打开。例如, 我想读取 `pingan.csv` 文件, 这个文件下载地址为:<https://www.czxa.top/mr/pingan.csv>。

Stata 的 `copy` 命令可以被用来下载文件:

```
copy "http://www.czxa.top/mr/pingan.csv" pingan.csv, replace
```

然后你就能在你的工作目录里面发现这个文件了。如果你不清楚你的工作目录在哪里, 可以运行下面的命令:

```
pwd
* > /Users/czx/Desktop
```

然后我们把这个 `csv` 文件读入 Stata:

```
import delimited using pingan.csv, clear
```

此外, 你还可以通过 GUI (图形用户界面) 导入:

稍等片刻, 在对话框里进行选择, 然后提交即可:

为了保存这个操作, 我们最好把这个提交动作的命令复制粘贴到我们的 `do` 文档里面:



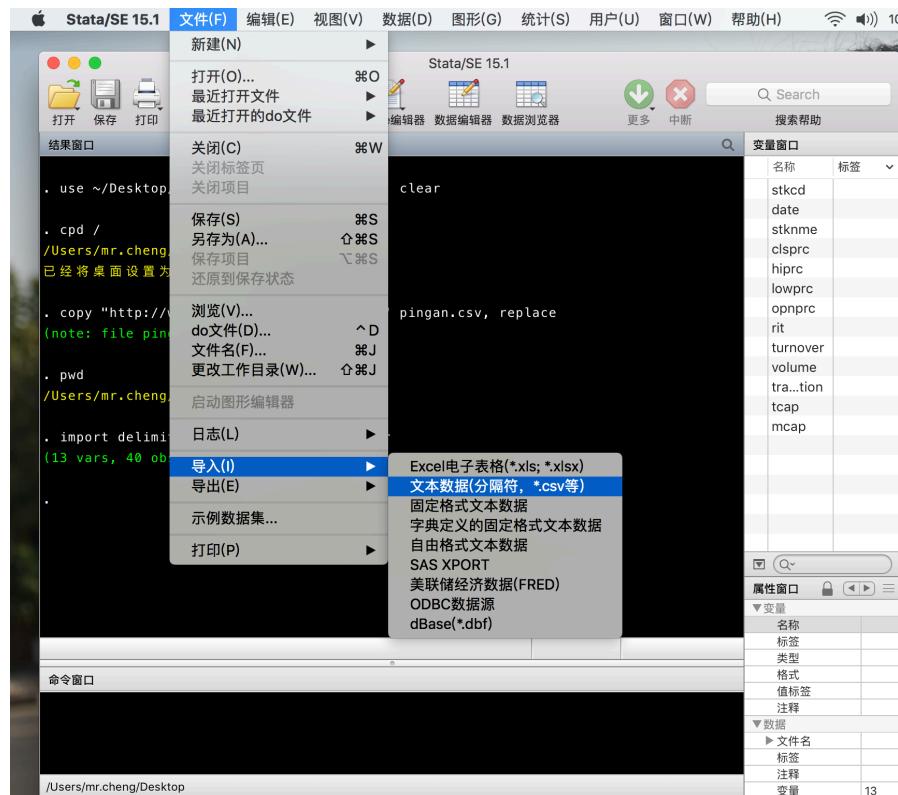


图 3.5: Stata 通过 GUI 导入 csv 数据 (1)

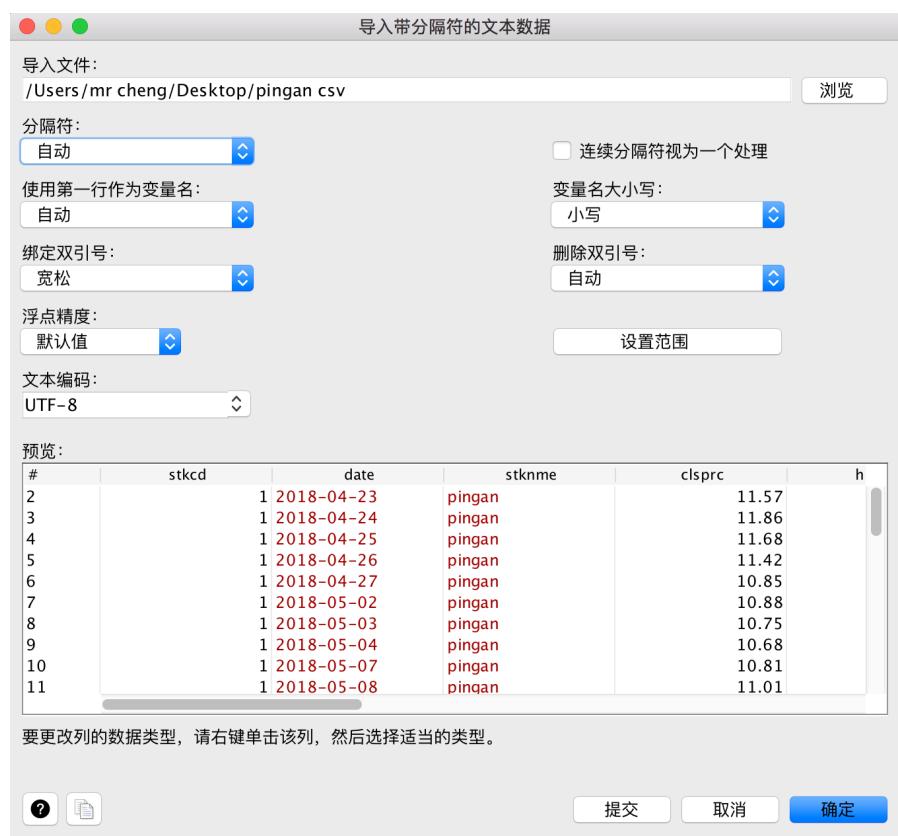


图 3.6: Stata 通过 GUI 导入 csv 数据 (2)

```
import delimited /Users/czx/Desktop/pingan.csv, ///
delimiter(comma) varnames(1) encoding(utf8) clear
```

### 3.3.5 读入 xls、xlsx 数据

这两种格式的数据是 Excel 的数据,例如我想导入 grilic\_small.xls 数据集:

- \* 首先用 copy 下载:

```
copy "https://www.czxa.top/mr/grilic_small.xls" grilic_small.xls, replace
import excel using grilic_small.xls, clear firstrow
```

`firstrow` 表示设定第一行为变量名。

同样导入 Excel 文件也能通过界面鼠标点击操作。

### 3.3.6 导入自由格式的 txt 文件

下面我要介绍的这种是在使用 Stata 爬数据的时候最为常用的一种方法了。

假如我想爬东方财富网的采购经理人指数:网址是: [中国采购经理人指数\(PMI\)](#)。那么第一步就是我的把这个网页读入 Stata,下面的命令就可以实现了:

- \* 首先把这个网页下载存储为 temp.txt 文件:

```
copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/pmi.html" temp.txt, replace
```

- \* 然后读入 Stata, 把每一行的前20000个字符 (可以确定是整行了) 读入 strL 格式的变量 v。

```
infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
```

然后你会发现这个变量 v 里面的有些观测值是乱码的,这是因为这个网页文件不是 UTF-8 编码的,所以需要先把这个 temp.txt 文件转一下码。Stata 中的转码命令是:

```
unicode encoding set gb18030
unicode translate 文件名.后缀名
unicode erasebackups, badidea
```

所以我们把这个 temp.txt 文件转个码再读如 Stata 中:

- \* 首先清空内存,这个清空是非常彻底的清空。

```
clear all
copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/pmi.html" temp.txt, replace
unicode encoding set gb18030
unicode translate temp.txt
unicode erasebackups, badidea
infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
```

然后就会发现乱码问题得到了解决。Stata14 之前的版本创建的数据集读入 Stata14、15 都是需要转码的,都可以用这三句命令完成。

但是每次都打这三句是不是非常麻烦? 所以我简单把这三句封装成了一个小命令 `utrans`。这个命令位于我的 finance 命令包中,安装 finance 包即可安装这个命令:

```
github install czxa/finance, replace
```

然后上面的转码只需要 **utrans** + 文件即可完成：

```
utrans temp.txt
```

\*> 转码完成

## 3.4 数据处理

当我们把数据读入之后就能进行数据处理了。数据处理的熟练程度直接决定了你写论文的速度。这里介绍一些常用的 Stata 处理数据的命令。

### 3.4.1 describe: 审视数据

这个命令可以被简写为 **des**。建议初学者不要立即使用简写，以免后来记不住命令的全称。

```
sysuse auto, clear
*> (1978 Automobile Data)

des
*> Contains data from /Applications/Stata/ado/base/a/auto.dta
*>    obs:          74                               1978 Automobile Data
*>    vars:          12                             13 Apr 2016 17:45
*>    size:        3,182                         (_dta has notes)
*>
*>           storage   display    value
*> variable name   type     format    label      variable label
*>
*> make            str18    %‐18s      Make and Model
*> price           int      %8.0gc      Price
*> mpg             int      %8.0g       Mileage (mpg)
*> rep78          int      %8.0g       Repair Record 1978
*> headroom        float    %6.1f      Headroom (in.)
*> trunk           int      %8.0g       Trunk space (cu. ft.)
*> weight          int      %8.0gc      Weight (lbs.)
*> length          int      %8.0g       Length (in.)
*> turn            int      %8.0g       Turn Circle (ft.)
*> displacement    int      %8.0g       Displacement (cu. in.)
*> gear_ratio      float    %6.2f      Gear Ratio
*> foreign         byte    %8.0g      origin      Car type
*>
*> Sorted by: foreign
```

### 3.4.2 list:列示数据

这个命令有两种用法,第一种是列示某些变量,第二种是列示某些观测值:

\* 列示整个数据表  
**list**

\* 列示变量 price 和 make  
**list price make**

\* 列示所有变量的第5–10个观测值  
**list in 5/10**

\* 列示变量 price 和 make 的最后一个观测值  
**list price make in -1**

\* 列示 price 大于 10000 的部分  
**list price if price > 10000**

### 3.4.3 gsort/order:排序

sort 命令正在被逐渐弃用。gsort 用于观测值的排序,order 用于变量的排序。

\* 把 price 按照由低到高的顺序排列  
**gsort price**

\* 把 price 按照由高到低的顺序排列  
**gsort -price**

\* 先排 rep78 再排 price  
**gsort rep78 -price**

### 3.4.4 codebook:描述变量的基本信息

```
codebook
codebook price
*> -----
*> price                                     Price
*> -----
*>       type: numeric (int)
*>       range: [3291,15906]                   units: 1
*> unique values:    74                      missing .: 0/74
*>       mean:   6165.26
*>       std. dev:  2949.5
*> percentiles:      10%        25%        50%        75%        90%
*>                  3895     4195    5006.5     6342    11385
```



从上面的结果中可以看到：

1. `price` 变量为数值型变量；
2. 范围在 [3291,15906]；
3. 有 74 个观测值，互不相同且没有缺失值；
4. 均值为 6165.26，标准差为 2949.5；
5. 分位数看起来是合理的。

### 3.4.5 generate: 生成新变量

这个命令可以简写为 `gen`。

\* 例如我想生成一列等于观测值编号的变量 `v`

```
gen v = _n
```

\* 再例如我想生成一列等于总观测值数据的变量 `v1`

```
gen v1 = _N
```

\* 还可以和数学函数一起使用，例如生成 `pirce` 的平方序列

```
gen price2 = price^2
```

`gen` 还可以和 `by/bysort` 一起使用。例如我想生成一个表示 `rep78` 变量的每个值的个数的变量 `v2`：

```
bysort rep78: gen v2 = _N
```

\* 或者

```
bysort rep78: egen v3 = count(mpg)
```

### 3.4.6 replace: 替换

\* 例如把 `rep78` 中的缺失值都替换成 0 (Stata 中的数值型变量的缺失值用点表示，其实数值是无穷大)

```
replace rep78 = 0 if rep78 == .
```

\* 或者

```
replace rep78 = 0 if missing(rep78)
```

\* 把 `price` 变量取值在 10000–15000 的观测值替换成 -1

```
replace price = -1 if inrange(price, 10000, 15000)
```

\* 把 `make` 变量取值为 "Olds Starfire" 和 "Dodge St. Regis" 的替换成 "" (空字符串)

```
replace make = "" if inlist(make, "Olds Starfire", "Dodge St. Regis")
```

\* 把 `make` 变量中含字母 A 的观测值替换成空字符串

```
replace make = "" if index(make, "A")
```

### 3.4.7 rename:重命名变量

这个命令可以简写为 ren。

```
* 例如把 make 重命名为 make1  
ren make make1
```

### 3.4.8 drop:删除

这个命令也有两种用法:删除变量和删除观测值。

```
* 删除 变量make1  
drop make1  
  
* 删除 第5-10个 观测值  
drop in 5/10  
  
* 删除 price 大于10000的 观测值  
drop if price > 10000  
  
* 使用通配符: 删除m开头的 变量  
drop m*
```

### 3.4.9 summarize:查看描述性统计量

这个命令可以简写为 sum :

```
sum price  
sum price if price > 10000  
sum price, detail
```

### 3.4.10 tabulate:查看频率频数表

这个命令可以被简写为 tab:

```
tab rep78
```

### 3.4.11 pwcorr:计算相关系数表

```
pwcorr price length weight, star(0.05) sig
```

- star 表示在 5% 显著性水平上显著的相关系数上标星星。
- sig 表示显示显著性水平。

corr 命令也能用于计算相关系数表:



```
corr price weight
```

\* 还可以用来计算协方差矩阵

```
corr price weight, c
```

### 3.4.12 display

这个命令可以被简写为 `di`, 用于打印:

```
display "这是一行字符串"  
di as text "这是一行字符串"  
di as error "这是一行字符串"  
di as result "这是一行字符串"  
di in green "这是一行字符串"  
di in red "这是一行字符串"  
di in yellow "这是一行字符串"  
di in white "这是一行字符串"  
di as input di in white "这是一行字符串"  
di 3 + 4  
di 2^0.5  
  
sysuse auto, clear  
*> (1978 Automobile Data)  
  
summarize mpg  
*>  
*>      Variable |       Obs        Mean      Std. Dev.       Min       Max  
*> -----+-----  
*>       mpg |       74     21.2973     5.785503       12       41  
*>  
  
di as text "mean of mpg = " as result r(mean)  
*> mean of mpg = 21.297297
```

## 3.5 数据导出

### 3.5.1 save: 导出为 dta 文件

```
save auto2, replace
```

### 3.5.2 export delimited: 导出为 csv 文件

```
export delimited using auto2.csv, replace
```

### 3.5.3 export excel: 导出为 excel 文件

```
export excel using auto2.xlsx, replace
```

## 3.6 绘图

### 3.6.1 histogram: 绘制直方图

这个命令可以被简写为 hist:

```
cuse grilic_small, c w  
hist s, width(1) freq
```

- width: 组宽
- freq: 设定纵轴为频数, 默认是密度

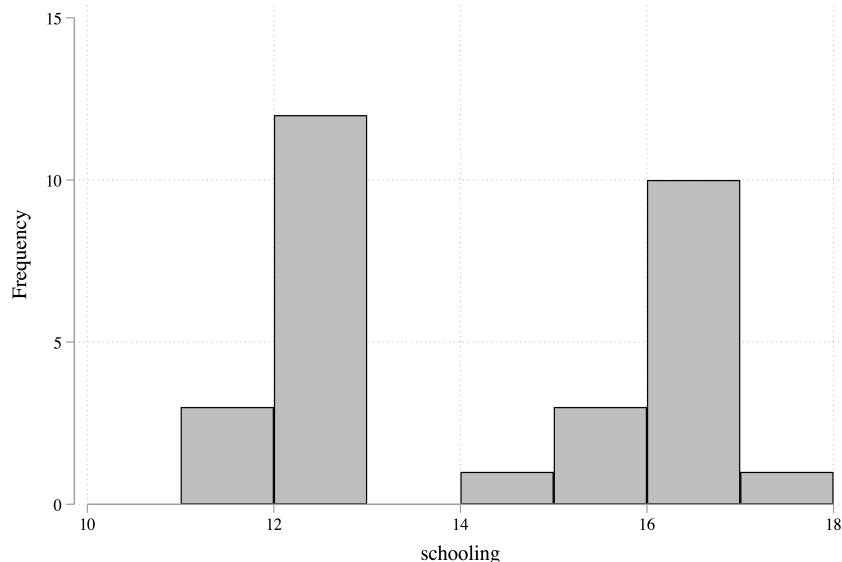


图 3.7: 直方图

**注:** 推荐大家使用 plotplain 主题, 刚刚安装 finance 命令包的时候这个主题已经安装好了, 使用 scheme() 选项可以指定选项。

```
hist s, width(1) freq sch(plotplain)
```

### 3.6.2 scatter: 绘制散点图

\* 例如, 我想观察工资和受教育年限之间的关系

```
gen n = _n  
sc lnw s, mlab(n) msiz(*2) mc(red*0.6) xti("受教育年限") yti("对数工资")
```

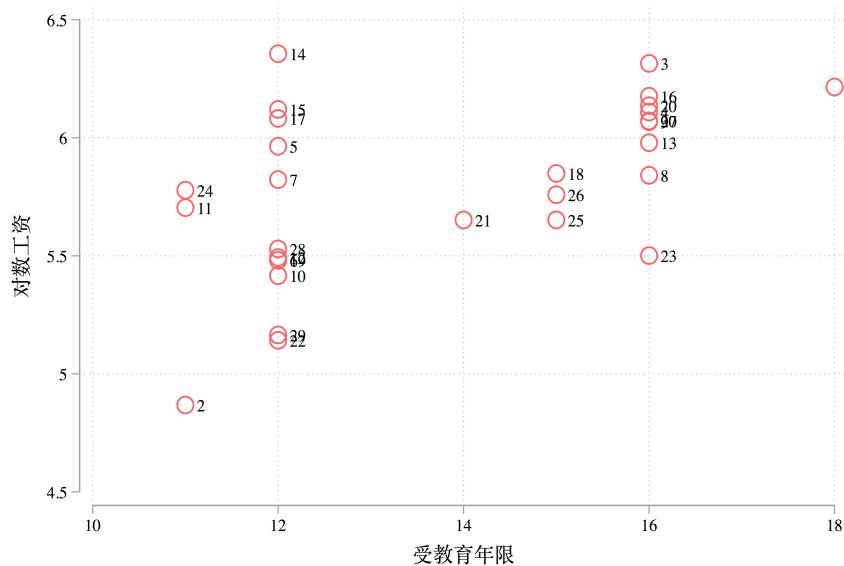


图 3.8: 散点图

## 3.7 统计相关

### 3.7.1 grilic 数据集示例

```
cuse grilic, c w
ren lw lnw
des
sum
sum lnw, d
hist lnw, width(0.1)
kdensity lnw, normal normop(lp(dash)) leg(pos(6) row(1)) ///
xti("工资对数") yti("密度") ///
yla(,format(%6.1f))
```

```
tw ///
kdensity lnw || ///
kdensity lnw if s == 16, lp(dash) ||, ///
xti("工资对数") yti("密度") ///
leg(pos(6) row(1)) ///
yla(#4, format(%6.1f)) xla(, format(%6.1f)) ///
```

### 3.7.2 验证迭代期望定律

定义 3.1. 迭代期望定律

$$E(Y) = E_x[E(Y|x)] \quad (3.1)$$

使用数据集 grilic.dta 来验证该定律：

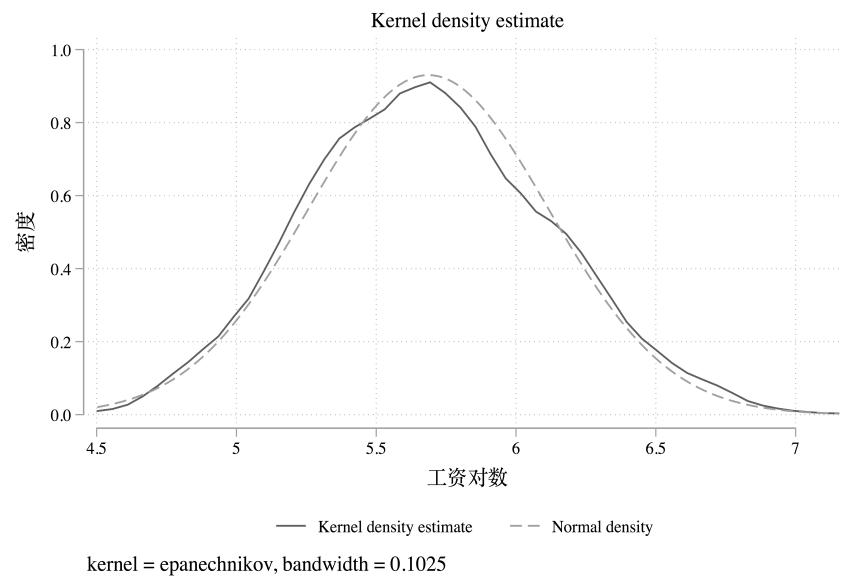


图 3.9: 工资对数的核密度估计图

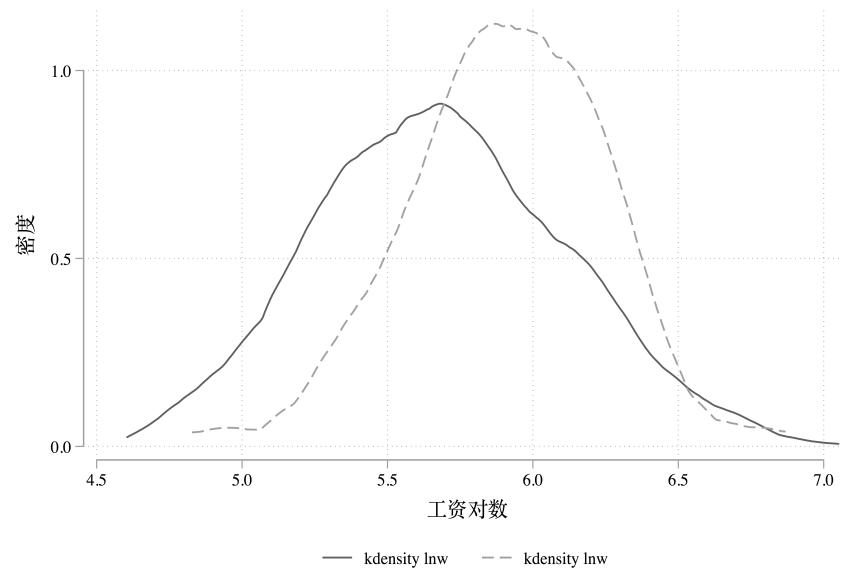


图 3.10: 工资对数的核密度估计图与受教育年限为 16 年的样本工资对数和密度估计图

$$E(\ln w) = E_{rns} \times [E(\ln w | rns)] \quad (3.2)$$

- $rns$  是一个虚拟变量,首先我们计算  $E_{rns} \times [E(\ln w | rns == 1)]$  和  $E_{rns} \times [E(\ln w | rns == 0)]$ 。
- 那么  $E_{rns} \times [E(\ln w | rns)]$  等于两者的加权平均:
- 先别急着算,均值这么长,抄起来多累,我们重新开始,这一次使用宏变量来记录每一次的均值。

```
cuse grilic, c w
ren lw lnw
sum lnw if rns == 1
return list
local a = r(mean)
sum lnw if rns == 0
return list
local b = r(mean)
di (`a'*204+`b'*554)/(204+554)
*-> 5.6867388
```

另一方面,  $E(\ln w)$  为:

sum lnw						
	Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
*->	-----+					
*->	lnw	758	5.686739	.4289494	4.605	7.051

忽略舍入误差,两者完全相等。从而得证。

## 第4章 弹性与半弹性

---

使用书上的 grilic\_small.dta 数据集, 考虑受教育年限对工资的影响。

### 4.1 弹性

首先是弹性的表述, 我们经常说这样一个词: “需求的价格弹性”, 我们也很清楚它的意思是价格对需求的影响(而不是需求对价格的影响)。所以如果我们把他们换成数学语言, 就是“y 的 x 弹性”(英文: The elasticity of y with respect to x)。计算公式如下:

$$\varepsilon = \frac{\Delta y/y}{\Delta x/x} \quad (4.1)$$

即 y 的变化比例除以 x 的变化比例。关于弹性的表述非常绕, 我们可以举个这样的例子:  $x = 100, \Delta x = 1, y = 100, \Delta y = 2$ , 那么  $\varepsilon = 2$ 。这样就说明, 如果弹性为 2, 那么其含义就是,  $x$  变化 1%,  $y$  变化 2%.

实际回归的时候如何求一个 y 的 x 弹性呢? 我们可以继续把上面的公式变形一下:

$$\varepsilon = \frac{\Delta y/y}{\Delta x/x} = \frac{\partial y/y}{\partial x/x} \quad (4.2)$$

$$= \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x} \quad (4.3)$$

$$= \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x} \quad (4.4)$$

这就意味着如何想要求  $y$  的  $x$  弹性, 我们需要求  $\ln y$  对  $\ln x$  的偏导数。考虑工资的受教育年限弹性:

```
cuse grilic_small, clear web
* 或者
use http://www.czxa.top/cuse/g/grilic_small, clear
* 因为数据集里面已经对数工资变量, 所以我们只对受教育年限变量取对数即可
gen lns = ln(s)
* 注意ln()函数和log()函数是等价的
* 回归lnw和lns
reg lnw lns
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	1.12395728	1	1.12395728	F(1, 28)	=	11.23
Residual	2.80324396	28	.100115856	Prob > F	=	0.0023
				R-squared	=	0.2862
Total	3.92720124	29	.135420733	Adj R-squared	=	0.2607
				Root MSE	=	.31641

lnw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lns	1.271595	.3795118	3.35	0.002	.4942001 2.048989
_cons	2.470437	.9933712	2.49	0.019	.4356081 4.505265

可以看到, lnw 对 lns 的回归系数是 1.27, 也就是 w 的 s 弹性, 解释为: 受教育年限每延长 1%, 工资平均提高 1.27%。很容易理解这里计算的是平均。我们经常需要计算 y 关于 x 在某个点的弹性(也就是说更多时候, 弹性不是一个常数, 而是关于 x 的函数)。

Stata 的 margins 命令可以用来计算 y 关于 x 在某个点的弹性:

\* 首先我们需要生成工资变量, 因为数据集里面只有工资对数变量

gen w = exp(lnw)

\* 然后就 w 对 s 回归

reg w s

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	106091.987	1	106091.987	F(1, 28)	=	10.35
Residual	287015.278	28	10250.5457	Prob > F	=	0.0033
				R-squared	=	0.2699
Total	393107.266	29	13555.423	Adj R-squared	=	0.2438
				Root MSE	=	101.24

w	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
s	28.26456	8.785661	3.22	0.003	10.26795 46.26117
_cons	-41.4791	122.6431	-0.34	0.738	-292.7022 209.744

我们也知道这个回归系数 28.26 的含义是受教育年限每延长一年, 工资平均增加 28 块钱(币种可能是美元)。

然后我们可以使用 tabulate 命令查看变量 s 的频率频数分布表:

tab s

schooling	Freq.	Percent	Cum.
11	3	10.00	10.00
12	12	40.00	50.00
14	1	3.33	53.33
15	3	10.00	63.33
16	10	33.33	96.67
18	1	3.33	100.00
Total	30	100.00	

根据上表,我们可以看出 s 的取值为 11~18,所以下面我们求 w 关于 s 在每一点的弹性:

```
* margins 必须在回归后才能使用
margins, eyex(s) at(s = (11(1)18))
```

```
Conditional marginal effects                               Number of obs      =      30
Model VCE       : OLS

Expression     : Linear prediction, predict()
ey/ex w.r.t.  : s

1._at        : s          =      11
2._at        : s          =      12
3._at        : s          =      13
4._at        : s          =      14
5._at        : s          =      15
6._at        : s          =      16
7._at        : s          =      17
8._at        : s          =      18
```

	Delta-method					
	ey/ex	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
s						
_at						
1	1.153951	.470754	2.45	0.021	.1896548	2.118247
2	1.139334	.4206618	2.71	0.011	.2776474	2.00102
3	1.127252	.3801114	2.97	0.006	.3486291	1.905875
4	1.117098	.3466306	3.22	0.003	.4070576	1.827139
5	1.108445	.3185293	3.48	0.002	.4559675	1.760923
6	1.100983	.294614	3.74	0.001	.4974935	1.704472
7	1.094481	.2740186	3.99	0.000	.5331797	1.655783
8	1.088767	.2560998	4.25	0.000	.5641699	1.613363

如果我们想把这些弹性绘制成关于 s 的图像该怎么做呢? 第一种是笨方法,把这些弹性直接手动复制粘贴下来:

```
clear
input s e
11 1.153951
12 1.139334
13 1.127252
```

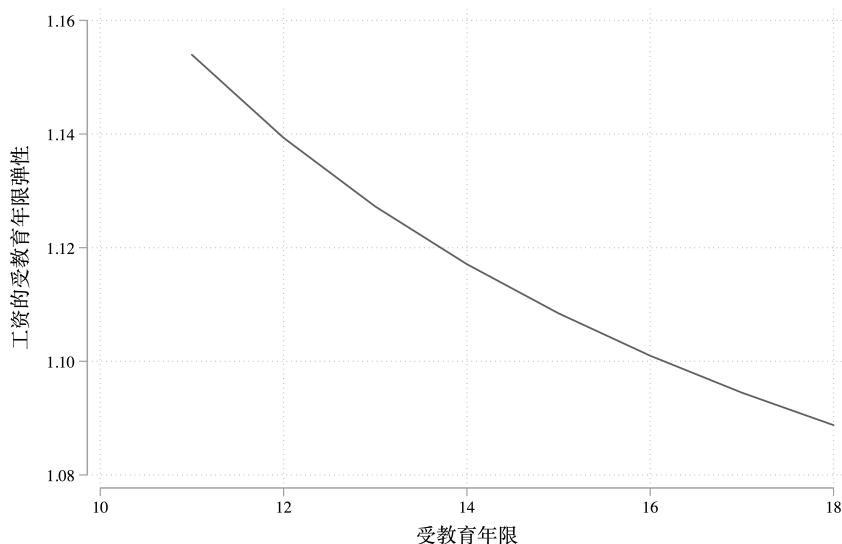


图 4.1: 工资的受教育年限弹性

```

14 1.117098
15 1.108445
16 1.100983
17 1.094481
18 1.088767
end
line e s, xti(受教育年限) ///
    yti(工资的受教育年限弹性) ///
    yla(, format(%6.2f))

```

另外一种方法是直接利用返回值。很多 Stata 命令运行之后都会保留一些返回值，运行命令 **return list** 就可以查看，例如上面 **margins** 命令运行之后的返回值查看：

```

* 因为刚刚 clear 了，所以再重新运行一下前面的命令
cuse grilic_small.dta, c w
gen w = exp(lnw)
* qui 前缀可以隐藏运行结果
qui reg w s
qui margins, eyex(s) at(s = (11(1)18))
ret list

```

```

scalars:
    r(level) = 95
    r(k_at) = 1
    r(k_by) = 1
    r(k_predict) = 1
    r(k_margins) = 0
    r(df_r) = 28
    r(N) = 30

macros:
    r(mcmethod) : "noadjust"
        r(cmd) : "margins"
        r(cmdline) : "margins , eyex(s) at(s = (11(1)18))"
    r(est_cmdline) : "regress w s"
        r(est_cmd) : "regress"
    r(emptycells) : "strict"
        r(atstats8) : "values"
        r(atstats7) : "values"
        r(atstats6) : "values"
        r(atstats5) : "values"
        r(atstats4) : "values"
        r(atstats3) : "values"
        r(atstats2) : "values"
        r(atstats1) : "values"
    r(continuous) : "continuous"
    r(derivatives) : "ey/ex"
        r(xvars) : "s"
    r(expression) : "predict()"
    r(predict1_label) : "Linear prediction"
        r(vcetype) : "Delta-method"
            r(vce) : "delta"
    r(model_vce) : "ols"
        r(title) : "Conditional marginal effects"

matrices:
    r(table) : 9 x 8
    r(chainrule) : 1 x 3
        r(at) : 8 x 1
        r(V) : 8 x 8
    r(Jacobian) : 8 x 2
        r(error) : 1 x 8
        r(b) : 1 x 8
    r(_N) : 1 x 8

```

对比前面的 margins 的运行结果, 可以很容易的发现我们需要的东西在r(**table**)里面, 是以矩阵的形式保存的。我们把它读出来:

```
* 首先把r(table)保存到矩阵e里面, 矩阵生产使用matrix命令, 简写为mat
mat e = r(table)
```

```
* 查看矩阵使用matrix list命令, 简写为mat list
mat list e
```

```
e[9,8]
      s:          s:          s:          s:          s:          s:
      1.          2.          3.          4.          5.          6.
      _at         _at         _at         _at         _at         _at
b  1.1539507  1.1393339  1.127252  1.1170982  1.1084451  1.1009828
se .47075402  .42066176  .38011143  .34663063  .31852928  .29461398
t  2.4512816  2.7084323  2.9655831  3.2227338  3.4798845  3.7370353
pvalue .02073597  .01139796  .00611555  .00321455  .00166106  .00084655
ll .18965477  .27764736  .34862905  .40705759  .45596746  .49749346
ul 2.1182466  2.0010205  1.905875  1.8271389  1.7609228  1.7044722
df   28        28        28        28        28        28
crit 2.0484071 2.0484071 2.0484071 2.0484071 2.0484071 2.0484071
eform    0        0        0        0        0        0

      s:          s:
      7.          8.
      _at         _at
b  1.0944814  1.0887665
se .27401865  .25609981
t  3.994186  4.2513367
pvalue .00042681  .00021346
ll .53317969  .56416985
ul 1.6557832  1.6133632
df   28        28
crit 2.0484071 2.0484071
eform    0        0
```

我们可以设计一个小循环, 实现创建弹性 e 和变量 s 的数据集:

```
* preserve和restore是一对命令, preserve可以预保存, 当前数据集和各种变量,
  restore可以恢复preserve预保存的内容。也就是说preserve和restore之间的操作
  不会产生影响
preserve
* 只使用clear不会清除宏变量(例如上面的矩阵)
clear
set obs 8
gen e = .
gen s = .
forval i = 1/8{
    replace s = `i' + 10
    replace e = e[1, `i']
}
line e s, xti(受教育年限) ///
      yti(工资的受教育年限弹性) ///
      yla(, format(%6.2f))
restore
```

## 4.2 半弹性

同样, 我们可以这样定义 y 的 x 半弹性(The semielasticity of y with respect to x):

$$semi \sim \varepsilon 1 = \frac{\partial y}{\partial \ln x} \quad (4.5)$$



$$semi \sim \varepsilon 2 = \frac{\partial \ln y}{\partial x} \quad (4.6)$$

### 4.2.1 第一种半弹性

对于第一种半弹性：

$$semi \sim \varepsilon 1 = \frac{\partial y}{\partial \ln x} \quad (4.7)$$

$$= \frac{\partial y}{\partial x/x} \quad (4.8)$$

可以这么理解,  $x = 100, \partial x = 100, \partial y = 2, semi \sim \varepsilon 1 = 2$ 。即是说, 半弹性为 2 的时候表示  $x$  增加 100%,  $y$  增加 2 个单位。

如果我们想求工资关于受教育年限的半弹性：

```
cuse grilic_small, c w
gen w = exp(lnw)
gen lns = ln(s)
reg w lns
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	104136.237	1	104136.237	F(1, 28)	=	10.09
Residual	288971.029	28	10320.3939	Prob > F	=	0.0036
Total	393107.266	29	13555.423	R-squared	=	0.2649
				Adj R-squared	=	0.2387
				Root MSE	=	101.59

w	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lns	387.0569	121.849	3.18	0.004	137.4605 636.6532
_cons	-662.8339	318.9395	-2.08	0.047	-1316.152 -9.516088

回归结果为 387.0569。表示受教育年限翻一番, 工资平均增加 387.0569 块钱。同样这个时候可以用 margins 命令求在受教育年限的每个点的半弹性, 不过这个时候要用的选项是 dyex0:

```
cuse grilic_small, c w
gen w = exp(lnw)
qui reg w s
qui margins, dyex(s) at(s = (11(1)18))
mat e = r(table)
clear
set obs 8
gen e = .
gen s = .
forval i = 1/8{
    replace s = `i' + 10 in `i'
```

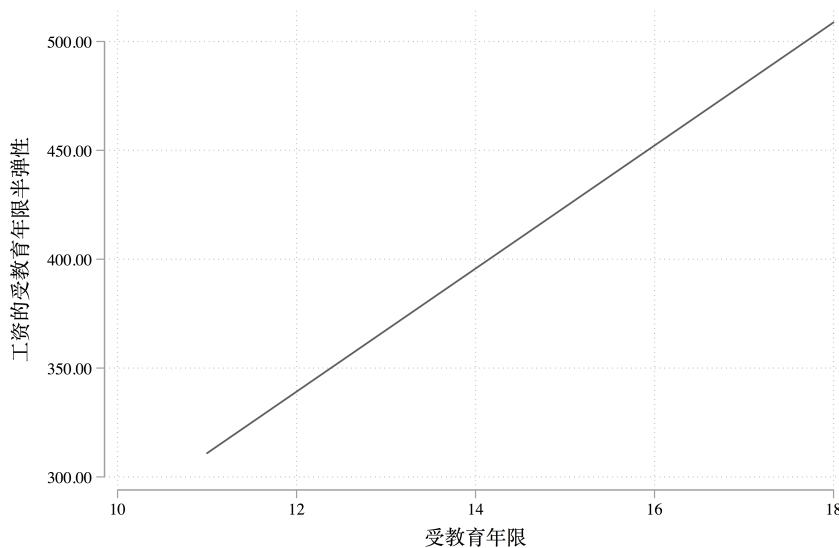


图 4.2: 工资的受教育年限半弹性

```

replace e = e[1, `i'] in `i'
}
line e s, xti(受教育年限) ///
    yti(工资的受教育年限半弹性) ///
    yla(, format(%6.2f))
gr export 工资的受教育年限半弹性.png, replace width(2400)

```

### 4.2.2 第二种半弹性

对于第二种半弹性：

$$semi \sim \varepsilon 2 = \frac{\partial \ln y}{\partial x} \quad (4.9)$$

$$= \frac{\partial y/y}{\partial x} \quad (4.10)$$

可以这么理解,  $\partial x = 1, \partial y = 200, y = 100, semi \sim \varepsilon 2 = 2$ 。即是说, 半弹性为 2 的时候表示 x 增加 1, y 增加 200%。

这里求工资关于受教育年限的半弹性：

```

cuse grilic_small, c w
reg lnw s

```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	<b>1.13168716</b>	<b>1</b>	<b>1.13168716</b>	F(1, 28)	=	<b>11.34</b>
Residual	<b>2.79551408</b>	<b>28</b>	<b>.099839789</b>	Prob > F	=	<b>0.0022</b>
Total	<b>3.92720124</b>	<b>29</b>	<b>.135420733</b>	R-squared	=	<b>0.2882</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.2627</b>
				Root MSE	=	<b>.31597</b>

lnw	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
s	<b>.0923133</b>	<b>.0274191</b>	<b>3.37</b>	<b>0.002</b>	<b>.0361478</b> <b>.1484787</b>
_cons	<b>4.519277</b>	<b>.3827556</b>	<b>11.81</b>	<b>0.000</b>	<b>3.735237</b> <b>5.303316</b>

回归系数为 0.09, 即使说, 受教育年限每增加一年, 工资平均增加 0.09%。同样可以求受教育年限每个点上的半弹性, 这个时候使用 `eydx()` 选项, 如图4.3:

```
cuse grilic_small.dta, c w
gen w = exp(lnw)
qui reg w s
qui margins, eydx(s) at(s = (11(1)18))
mat e = r(table)
clear
set obs 8
gen e = .
gen s = .
forval i = 1/8{
    replace s = `i' + 10 in `i'
    replace e = e[1, `i'] in `i'
}
line e s, xti(受教育年限) ///
    yti(工资的受教育年限半弹性) ///
    yla(, format(%6.2f))
gr export 工资的受教育年限半弹性2.png, replace width(2400)
```

## 4.3 总结

最后可以用 Stata 帮助文件 (`margins` 命令: `dydx` 选项) 中的一个表格来总结弹性和半弹性:

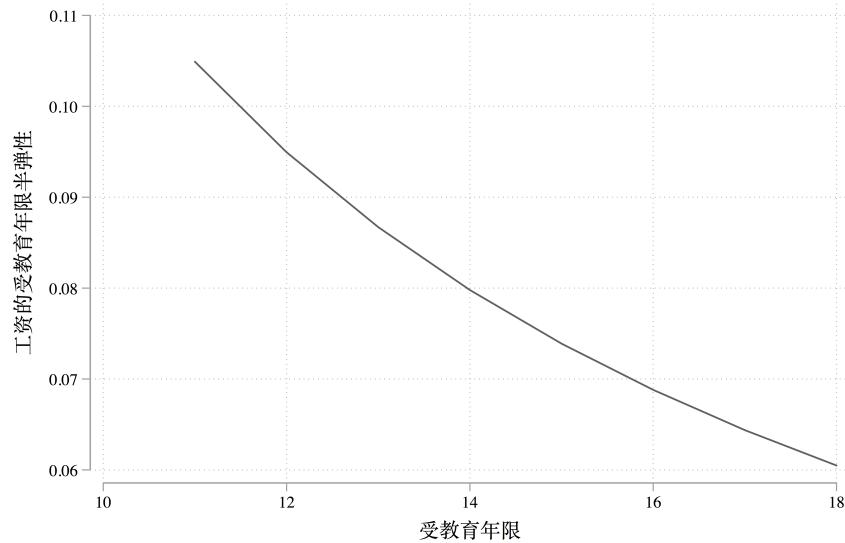


图 4.3: 工资的受教育年限半弹性 2

You specify the `dydx(varname)` option on the `margins` command to use  $dy/d(x)$  as the response variable. If you want that derivative expressed as an elasticity, you can specify `eyex(varname)`, `eydx(varname)`, or `dyex(varname)`. You substitute `e` for `d` where you want an elasticity. The formulas are

$$\begin{aligned} \text{dydx}() &= dy/dx \\ \text{eyex}() &= dy/dx \times (x/y) \\ \text{eydx}() &= dy/dx \times (1/y) \\ \text{dyex}() &= dy/dx \times (x) \end{aligned}$$

and the interpretations are

<code>dydx()</code> :	change in $y$ for a	change in $x$
<code>eyex()</code> :	proportional change in $y$ for a proportional change in $x$	change in $x$
<code>eydx()</code> :	proportional change in $y$ for a proportional change in $x$	change in $x$
<code>dyex()</code> :	change in $y$ for a proportional change in $x$	change in $x$

# 第5章 Stata 网页表格爬取示例

---

本文以爬取东方财富网 CPI 数据为例,讲解如何使用 Stata 进行网页表格数据爬取。

Stata 虽非数据爬取利器,但是能够轻松解决一些小的数据爬取任务。数据爬取的本质无非是数据请求和数据处理,因此熟练使用 Stata 进行数据爬取往往也是很好的数据处理能力的象征。在实际应用中,我们经常需要爬取一些公开数据。这些数据一种常见展示方式是通过 HTML 表格示例如下:

```
<table>
<tr>
  <td bgcolor="red">1</td>
  <td bgcolor="yellow">2</td>
  <td bgcolor="blue">3</td>
</tr>
<tr>
  <td>1</td>
  <td>2</td>
  <td>3</td>
</tr>
</table>
```

东方财富网 CPI 数据的表格是这样的,如图5.1:

下面我将一步步讲解如何爬取这个表格。

## 5.1 准备工作

1. Stata14.0 以上版本的;
2. Chrome 浏览器;
3. 想把数据爬下来的你。

## 5.2 网页分析

首先讲解如何爬取一个页面的表格。这个网页的网址是: <http://data.eastmoney.com/cjsj/cpi.html>。

在页面上右键选择显示网页源代码,很多浏览器都有查看网页源代码的功能,但是我还是最喜欢谷歌浏览器的。点击之后即可跳转至网页源代码界面,如图5.3:

也就是说你刚刚看到的网页的本质实际上是这些源代码,之所以我们能看到各种炫彩的页面,那是因为浏览器帮我们翻译了源代码。

下一步我们要做的事情就是找到这个表格在源代码的哪一块儿了,然后分析表格的特点,已方便在后面的 Stata 处理源代码的时候进行过滤。

月份	全国				城市				农村			
	当月	同比 增长	环比 增长	累计	当月	同比 增长	环比 增长	累计	当月	同比 增长	环比 增长	累计
2018年08月份	102.3	2.3%	0.7%	102.0	102.3	2.3%	0.6%	102.0	102.3	2.3%	0.8%	102.0
2018年07月份	102.1	2.1%	0.3%	102.0	102.1	2.1%	0.4%	102.0	102.0	2.0%	0.1%	101.9
2018年06月份	101.9	1.9%	-0.1%	102.0	101.8	1.8%	0.0%	102.0	101.9	1.9%	-0.1%	101.9
2018年05月份	101.8	1.8%	-0.2%	102.0	101.8	1.8%	-0.2%	102.0	101.7	1.7%	-0.1%	101.9
2018年04月份	101.8	1.8%	-0.2%	102.1	101.8	1.8%	-0.2%	102.1	101.7	1.7%	-0.3%	101.9
2018年03月份	102.1	2.1%	-1.1%	102.1	102.1	2.1%	-1.1%	102.2	101.9	1.9%	-1.2%	102.0
2018年02月份	102.9	2.9%	1.2%	102.2	103.0	3.0%	1.3%	102.2	102.7	2.7%	1.1%	102.1
2018年01月份	101.5	1.5%	0.6%	101.5	101.5	1.5%	0.6%	101.5	101.5	1.5%	0.6%	101.5
2017年12月份	101.8	1.8%	0.3%	101.6	101.9	1.9%	0.3%	101.7	101.7	1.7%	0.4%	101.3
2017年11月份	101.7	1.7%	0.0%	101.5	101.8	1.8%	0.0%	101.6	101.5	1.5%	0.0%	101.2
2017年10月份	101.9	1.9%	0.1%	101.5	101.9	1.9%	0.1%	101.6	101.7	1.7%	0.2%	101.2
2017年09月份	101.6	1.6%	0.5%	101.5	101.7	1.7%	0.5%	101.6	101.4	1.4%	0.6%	101.1
2017年08月份	101.8	1.8%	0.4%	101.5	101.9	1.9%	0.4%	101.6	101.5	1.5%	0.5%	101.1
2017年07月份	101.4	1.4%	0.1%	101.4	101.5	1.5%	0.1%	101.5	101.0	1.0%	0.0%	101.0
2017年06月份	101.5	1.5%	-0.2%	101.4	101.7	1.7%	-0.1%	101.5	101.0	1.0%	-0.2%	101.0
2017年05月份	101.5	1.5%	-0.1%	101.4	101.7	1.7%	-0.1%	101.5	101.1	1.1%	-0.1%	101.1
2017年04月份	101.2	1.2%	0.1%	101.4	101.3	1.3%	0.1%	101.5	100.8	0.8%	0.0%	101.1
2017年03月份	100.9	0.9%	-0.3%	101.4	101.0	1.0%	-0.3%	101.5	100.6	0.6%	-0.4%	101.1
2017年02月份	100.8	0.8%	-0.2%	101.7	100.9	0.9%	-0.2%	101.8	100.6	0.6%	-0.1%	101.4
2017年01月份	102.5	2.5%	1.0%	102.5	102.6	2.6%	1.0%	102.6	102.2	2.2%	0.9%	102.2

上一页 1 2 3 4 5 ... 7 下一页 转到  Go

图 5.1: 消费者价格指数的数据

一个经常被用来寻找目标的方法是使用查找功能。Ctrl+F(Mac 是 Command + F)即可打开搜索框,我们注意到表格里面有月份两个字,所以我们就用月份进行查找,如图5.4:

我们首先在第 1987 行发现了这个词,仔细一看,这附近的代码就是表格的代码。

下一步就是我们先分析一下这部分代码的特点:1. 所有表格中的数据在源代码中都是单独位于一行的,所以我们不能从其所在行入手了;2. 表格数据的上一行要么有字符串 `<td class=` 要么有 `<span`。也可以发现,span 标签是控制文字颜色的。

经过以上的网页分析我们就可以开始进行网页表格爬取了。

## 5.3 开始爬取

总的来说,Stata 进行网页表格爬取分为 3 个步骤:1. 请求:把含有所需数据的源代码下载下来;2. 转码:很多网页并非使用 UTF-8 编码,直接读入 Stata 会出现乱码,因此可以预先进行 UTF-8 转码;3. 处理:这里主要是对字符串进行处理,常用操作有分割(split)、转置(sxpose)、提取(正则表达式或直接字符串提取)等等。

### 5.3.1 请求

由于这个网页没有设置反爬机制,所以可以直接使用 `copy` 命令进行下载, `copy` 命令不仅可以下载网页,还可以下载文件(当然网页其实就是一个 html 文件)。更多用法可

月份	全国				城市				农村			
	当月	同比 增长	环比 增长	累计	当月	同比 增长	环比 增长	累计	当月	同比 增长	环比 增长	累计
2018年08月份	102.3	2.3%	0.7%	102.0	102.3	2.3%	0.6%	102.0	102.3	2.3%	0.8%	102.0
2018年07月份	102.1	2.1%	0.3%	102.0	102.1	2.1%	0.4%	102.0	102.0	2.0%	0.1%	101.9
2018年06月份	101.9	1.9%	-0.1%	102.0	101.8	1.8%	0.0%	102.0	101.9	1.9%	-0.1%	101.9
2018年05月份	101.8	1.8%	-0.2%	102.0	101.8	1.8%	-0.2%	102.0	101.7	1.7%	-0.1%	101.9
2018年04月份	101.8	1.8%	-0.2%	102.1	101.8	1.8%	-0.2%	102.1	101.7	1.7%	-0.3%	101.9
2018年03月份	102.1	返回 前进 重新加载				6	-1.1%	102.2	101.9	1.9%	-1.2%	102.0
2018年02月份	102.9	存储为... 打印... 投射... 翻成中文 (简体)				6	1.3%	102.2	102.7	2.7%	1.1%	102.1
2018年01月份	101.5	① 1Password Get Similar (Data Miner)				6	0.6%	101.5	101.5	1.5%	0.6%	101.5
2017年12月份	101.8	显示网页源代码				6	0.3%	101.7	101.7	1.7%	0.4%	101.3
2017年11月份	101.7	检查 服务				6	0.0%	101.6	101.5	1.5%	0.0%	101.2
2017年10月份	101.9	▶				6	0.1%	101.6	101.7	1.7%	0.2%	101.2
2017年09月份	101.6	① 1Password Get Similar (Data Miner)				6	0.5%	101.6	101.4	1.4%	0.6%	101.1
2017年08月份	101.8	显示网页源代码				6	0.4%	101.6	101.5	1.5%	0.5%	101.1
2017年07月份	101.4	检查 服务				6	0.1%	101.5	101.0	1.0%	0.0%	101.0
2017年06月份	101.5	▶				6	-0.1%	101.5	101.0	1.0%	-0.2%	101.0
2017年05月份	101.5	① 1Password Get Similar (Data Miner)				6	-0.1%	101.5	101.1	1.1%	-0.1%	101.1
2017年04月份	101.2	1.2%	0.1%	101.4	101.3	1.3%	0.1%	101.5	100.8	0.8%	0.0%	101.1
2017年03月份	100.9	0.9%	-0.3%	101.4	101.0	1.0%	-0.3%	101.5	100.6	0.6%	-0.4%	101.1
2017年02月份	100.8	0.8%	-0.2%	101.7	100.9	0.9%	-0.2%	101.8	100.6	0.6%	-0.1%	101.4
2017年01月份	102.5	2.5%	1.0%	102.5	102.6	2.6%	1.0%	102.6	102.2	2.2%	0.9%	102.2

上一页 1 2 3 4 5 ... 7 下一页 转到  Go

图 5.2: 显示网页源代码

以**help copy**。我们这里把要爬取的页面保存成一个名叫**temp.txt**的 txt 文件, 为什么要起这个名字呢, 因为爬完之后它就要被删除了, 所以只是一个临时的文件。

```
clear all
* 设定工作目录
cd "你自己的工作目录 (一个文件夹的路径)"
copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/pmi.html" temp.txt, replace
```

### 5.3.2 转码

在我的 Stata 命令包——finance 包中, 我编写了一个简单的转码命令, 这个命令包的安装办法为:

- \* 首先你需要安装github命令, 这个命令是用来安装github上的命令的
- \* net install github, from("https://haghish.github.io/github/")
- \* 然后就可以安装这个命令了
- \* github install czxa/finance, replace

安装成功之后, 使用下面的命令就可以直接对 temp.txt 文件进行转码了:

```
utrans temp.txt
```

如果返回的结果是转码成功, 则表示转码成功了!(感觉像在说废话...)

```

1
2
3 <!DOCTYPE html PUBLIC "-//W3C//DTD XHTML 1.0 Transitional//EN" "http://www.w3.org/TR/xhtml1/DTD/xhtml1-t
4 <!--published at 2018-10-02 18:15:49-->
5 <html xmlns="http://www.w3.org/1999/xhtml">
6 <head>
7   <meta http-equiv="Content-Type" content="text/html; charset=gb2312" />
8   <title>居民消费价格指数 (CPI) _ 数据中心 _ 东方财富网</title>
9   <base target="_blank" />
10  <script type="text/javascript" src="http://emcharts.dfcfw.com/ec/2.5.2/emcharts.min.js" charset="utf-8"></script>
11  <script src="/js/chart_common.js"></script>
12  <script type="text/javascript">
13    var swf_line = "http://g1.dfcfw.com/g1/201012/20101214085507.swf";
14    var swf_pie = "http://g1.dfcfw.com/g1/201104/20110412125826.swf";
15    var swf_column = "http://g1.dfcfw.com/g1/201104/20110412130313.swf";
16  </script>
17
18 </head>
19 <body>
20
21 <link href="/css/MacroData/ss1.css" rel="stylesheet" type="text/css" />
22 <link href="/css/page_zjlxnew.css?201606021831" rel="stylesheet" type="text/css" />
23 <script src="/js/MacroData/jquery-1.7.js" type="text/javascript"></script>
24 <script src="/js/MacroData/JScript1.js" type="text/javascript"></script>
25
26 <!-- 微信分享img -->
27 <div id="header">
28   <script> var NavCache = { Page: "经济数据", current_n: 6 };</script>
29
30
31 <link rel="shortcut icon" type="image/ico" href="http://www.eastmoney.com/favicon.ico" />
32 <link rel="stylesheet" type="text/css" media="all" href="/css/default.css?rt=20160616" />
33 <link rel="stylesheet" type="text/css" media="all" href="/css/layer2012.css?rt=20160721" />
34 <link href="/css_001/header950.css" rel="stylesheet" />
35 <script type="text/javascript" src="http://cmsjs.eastmoney.com/channel/jquery-1.8.3.min.js?rt=20151113"></script>
36 <script type="text/javascript">
37   $noConflict();
38 </script>
39 <script src="http://emcharts.dfcfw.com/suggest/stocksuggest2017_min.js" charset="utf-8"></script>
40 <script type="text/javascript" src="/js_001/base.js?201806021831"></script>
41 <script type="text/javascript" src="/js_001/pluginNoBind.js?201806021831"></script>
42 <script type="text/javascript" src="/js/layer2012.js?rt=201410711"></script>
43 <script type="text/javascript" src="/js_001/html/web_is"></script>

```

图 5.3: 网页源代码

应用	Github	我的网站	我的笔记	L	月份	1/22	^	v	x	锁家网爬虫,采集...	jumper2014/LianJi...	Python3 异步爬虫...	»
1959	<td style="width: 29%; border-right: 0px; colspan="5" rowspan="2"> 												
1960	<tr class="secondTr">												
1961	<td style="width: 7.25%">当月 												
1962	<td style="width: 7.25%">同比 												
1963	<td style="width: 7.25%">环比 												
1964	<td style="width: 7.25%">环比 												
1965	<td style="width: 7.25%">环比 												
1966	<td style="width: 7.25%">环比 												
1967	<td style="width: 7.25%">环比 												
1968	<td style="width: 7.25%">累计 												
1969	<td style="width: 7.25%">当月 												
1970	<td style="width: 7.25%">同比 												
1971	<td style="width: 7.25%">环比 												
1972	<td style="width: 7.25%">环比 												
1973	<td style="width: 7.25%">环比 												
1974	<td style="width: 7.25%">累计 												
1975	<td style="width: 7.25%">当月 												
1976	<td style="width: 7.25%">同比 												
1977	<td style="width: 7.25%">环比 												
1978	<td style="width: 7.25%">环比 												
1979	<td style="width: 7.25%">环比 												
1980	<td style="border-right: 0; width: 7.25%">累计 												
1981	<td style="border-right: 0; width: 7.25%">当月 												
1982	<td style="border-right: 0; width: 7.25%">同比 												
1983	<td style="border-right: 0; width: 7.25%">环比 												
1984	<td class="">												
1985	<td class="" style="width: 100px;">												
1986	2018年08月												
1987	</td>												
1988	<td class="" style="width: 100px;">												
1989	</td>												
1990	<td class="" style="width: 100px;">												
1991	</td>												

图 5.4: 表格源代码

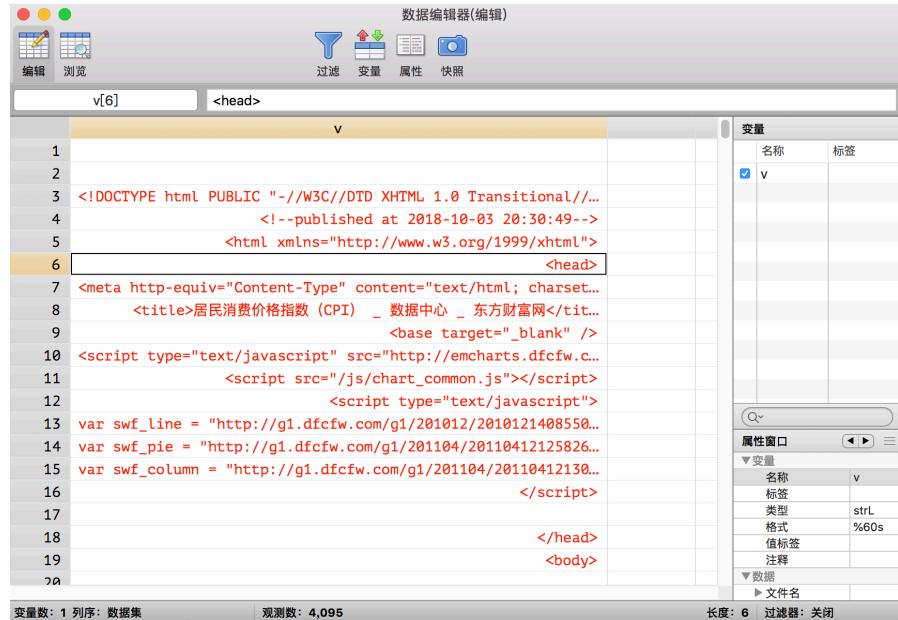


图 5.5: 把 temp.txt 读取 Stata 后

如果你不幸的因为各种各样的原因没能成功安装这个小命令，可以直接使用下面三句命令进行转码：

```
unicode encoding set gb18030
unicode translate temp.txt
unicode erasebackups, badidea
```

### 5.3.3 读入

下面我们就要把 temp.txt 文件读入 Stata 进行处理了，一个非常常用的读取方法是使用 infix 命令：

```
infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
* 把变量v的显示格式变成 %60s (这样看起来更宽)
format v %60s
```

这句命令的含义是创建一个格式为 strL 的变量 v，然后把 temp.txt 文件的每一行的前 1-20000 个字符(因为我们注意到 temp.txt 的每一行都没有超过 20000 个字符)读入变量 v 的每一个观测值。读入之后是这样的，如图5.5：

### 5.3.4 处理

首先根据上面我们进行网页分析发现的结论，我们保留符合表格数据的上一行要么有字符串 **<td class=** 要么有 **<span** 规律的观测值：

```
keep if index(v[_n-1], "<td class=") | index(v[_n-1], "<span")
* 再删除空观测值
drop if v == ""
* 再删除一些显然不是表格中数据的观测值，而这些无用观测值中都含有斜线
```

	v	2018年08月份
1		102.3
2		2.3%
3		0.7%
4		102.0
5		102.3
6		2.3%
7		0.6%
8		102.0
9		102.3
10		2.3%
11		0.8%
12		102.0
13		102.1
14		2018年07月份
15		2.1%
16		0.3%
17		102.0
18		102.1
19		2.1%
20		

量数: 1 列序: 数据集 观测数: 260

图 5.6: 保留有用的观测值

```
drop if index(v, "/")
```

这一步处理后的结果,如图5.6:

实际上到这一步,我们已经把表格整理的挺干净了,不过这不像一个表格,我们需要进行这样的一个操作:我们已经注意到了 1-13 行实际是表格的第一行,14-26 行实际是表格的第二行。我们该怎么完成这样的一个操作呢?一个非常好用的命令是**post**命令。这个命令的功能就像它的名字一样----邮局。它可以实现把 v 的每个观测值发送到我们想要得到的表格的指定位置。

```
* 第一步 postfile 建立一个“邮局”, 同时设定“收件人”(变量date、v1、v2、v3、v4) :
postfile mypost str20 date str20 v1 str20 v2 str20 v3 ///
str20 v4 str20 v5 str20 v6 str20 v7 str20 v8 str20 v9 ///
str20 v10 str20 v11 str20 v12 using cpi.dta, replace

* 然后循环将v的值对应发送给各个收件人
forval i = 1(13)`=_N'{
    post mypost (v[`i']) (v[`i' + 1]) (v[`i' + 2]) (v[`i' + 3]) ///
            (v[`i' + 4]) (v[`i' + 5]) (v[`i' + 6]) (v[`i' + 7]) ///
            (v[`i' + 8]) (v[`i' + 9]) (v[`i' + 10]) (v[`i' + 11]) ///
            (v[`i' + 12])
}
* 关闭邮局mypost
postclose mypost

* 打开 cpi.dta 就能看到整理好的数据了
```

图 5.7: 初步完成

```
use cpi, clear
```

经过这个“邮局操作”，数据现在变成这个样子的了，如图5.7：

到这一步我们实际上已经完成了这个表格的爬取了，不过接下来我们再把数据整理成更加规整的 Stata 数据。

```
* 整理date变量
replace date = subinstr(date, "年", "", .)
replace date = subinstr(date, "月份", "", .)
* date() 函数把字符串日期变成Stata日期
gen date1 = date(date, "YM")
* format一下便于我们人类理解
format date1 %tdCY-N
* 把date1变量放在第一列
order date1
* 删除date
drop date
* 重命名date1为date
ren date1 date
* 循环所有变量，把%删除
foreach i of varlist _all{
    cap replace `i' = subinstr(`i', "%", "", .)
}
* 把所有能被转换为数值型变量的字符串变量转换成数值型变量
destring, replace
* 循环所有变量，如果变量名不是date就把显示格式变成%6.2f
foreach i of varlist _all{
    if "`i'" != "date" {
        format `i' %6.2f
    }
}
```

```
        }
    }

* 添加变量标签
label var date "月份"
label var v1 "全国CPI"
label var v2 "全国CPI年率"
label var v3 "全国CPI月率"
label var v4 "全国CPI累计"
label var v5 "城市CPI"
label var v6 "城市CPI年率"
label var v7 "城市CPI月率"
label var v8 "城市CPI累计"
label var v9 "农村CPI"
label var v10 "农村CPI年率"
label var v11 "农村CPI月率"
label var v12 "农村CPI累计"
* 数据集标签
label data "消费者价格指数"

* 变量重命名
ren v1 cpi_all
ren v2 cpi_all_year_rate
ren v3 cpi_all_month_rate
ren v4 cpi_all_accum
ren v5 cpi_city
ren v6 cpi_city_year_rate
ren v7 cpi_city_month_rate
ren v8 cpi_city_accum
ren v9 cpi_village
ren v10 cpi_village_year_rate
ren v11 cpi_village_month_rate
ren v12 cpi_village_accum
save CPI_final, replace
```

这样整理之后的数据集是这样的,如图5.8:

这样我们就爬好了单页面的表格。另外我们也注意到完整的表格有 7 页。我们点击下一页可以看到第二页的网址是:<http://data.eastmoney.com/cjsj/consumerpriceindex.aspx?p=2>

显然 url 中的最后一个参数就是页数。每页的结构都是一致的,所以可以循环运行刚刚的代码把剩下 6 个页面的表格依次爬下来然后合并。

The screenshot shows the Stata Data Editor window. The main area displays a dataset with 20 observations and 7 variables. The variables are: date, cpi\_all, cpi\_all\_ye~e, cpi\_all\_mo~e, cpi\_all\_ac~m, cpi\_city, and cpi\_village. The data spans from August 2017 to July 2018. The variable list on the right side of the window lists entries for cpi\_all through cpi\_village, each with a checkmark indicating they are selected.

图 5.8: 完成!

## 5.4 多页面爬取

### 5.4.1 纵向拼接示例

作为示例,我们再尝试用刚刚的代码爬第二页:

```

clear
copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/consumerpriceindex.aspx?p=2" temp.txt,
      replace
utrans temp.txt
infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
keep if index(v[_n-1], "<td class=") | index(v[_n-1], "<span")
drop if v == ""
drop if index(v, "/")
postfile mypost str20 date str20 v1 str20 v2 str20 v3 ///
          str20 v4 str20 v5 str20 v6 str20 v7 str20 v8 str20 v9 ///
          str20 v10 str20 v11 str20 v12 using CPI_temp.dta, replace
forval i = 1(13)`=_N{
    post mypost (v[`i']) (v[`i' + 1]) (v[`i' + 2]) (v[`i' + 3]) ///
              (v[`i' + 4]) (v[`i' + 5]) (v[`i' + 6]) (v[`i' + 7]) ///
              (v[`i' + 8]) (v[`i' + 9]) (v[`i' + 10]) (v[`i' + 11]) ///
              (v[`i' + 12])
}
postclose mypost
use CPI_temp, clear
replace date = subinstr(date, "年", "", .)
replace date = subinstr(date, "月份", "", .)
gen date1 = date(date, "YM")
format date1 %tdCY-N

```

```

order date1
drop date
ren date1 date
foreach i of varlist _all{
    cap replace `i' = subinstr(`i', "%", "", .)
}
destring, replace
foreach i of varlist _all{
    if "`i'" != "date" {
        format `i' %6.2f
    }
}
ren v1 cpi_all
ren v2 cpi_all_year_rate
ren v3 cpi_all_month_rate
ren v4 cpi_all_accum
ren v5 cpi_city
ren v6 cpi_city_year_rate
ren v7 cpi_city_month_rate
ren v8 cpi_city_accum
ren v9 cpi_village
ren v10 cpi_village_year_rate
ren v11 cpi_village_month_rate
ren v12 cpi_village_accum

```

这些代码运行之后可以得到一个和第一页爬取结果类似的表格，然后可以用 append 命令把这个表格纵向拼接到第一页爬取的数据集CPI\_final.dta上：

```

append using CPI_final
save CPI_final, replace

```

## 5.4.2 循环拼接

为了连贯，我再把上面的代码重新写，因为有些代码可以在放在循环之后再运行，例如变量标签、变量名等。

```

=====
*      东方财富网消费者价格指数爬取
=====
* 下载第一页
clear all
cd "~/Desktop"
copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/cpi.html" temp.txt, replace
utrans temp.txt
infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
keep if index(v[_n-1], "<td class=") | index(v[_n-1], "<span")
drop if v == ""

```



```

drop if index(v, "/")
postfile mypost str20 date str20 v1 str20 v2 str20 v3 ///
    str20 v4 str20 v5 str20 v6 str20 v7 str20 v8 str20 v9 ///
    str20 v10 str20 v11 str20 v12 using CPI_temp.dta, replace
forval i = 1(13)`=_N'{ 
    post mypost (v[`i']) (v[`i' + 1]) (v[`i' + 2]) (v[`i' + 3]) ///
        (v[`i' + 4]) (v[`i' + 5]) (v[`i' + 6]) (v[`i' + 7]) ///
        (v[`i' + 8]) (v[`i' + 9]) (v[`i' + 10]) (v[`i' + 11]) ///
        (v[`i' + 12])
}
postclose mypost
use CPI_temp, clear
save CPI_final, replace

* 接下来循环第2到第7页，把每一页纵向拼接
forval i = 2/7{
    clear
    copy "http://data.eastmoney.com/cjsj/consumerpriceindex.aspx?p=`i'" temp.
        txt, replace
    utrans temp.txt
    infix strL v 1-20000 using temp.txt, clear
    keep if index(v[_n-1], "<td class=") | index(v[_n-1], "<span")
    drop if v == ""
    drop if index(v, "/")
    postfile mypost str20 date str20 v1 str20 v2 str20 v3 ///
        str20 v4 str20 v5 str20 v6 str20 v7 str20 v8 str20 v9 ///
        str20 v10 str20 v11 str20 v12 using CPI_temp.dta, replace
    forval i = 1(13)`=_N'{ 
        post mypost (v[`i']) (v[`i' + 1]) (v[`i' + 2]) (v[`i' + 3]) ///
            (v[`i' + 4]) (v[`i' + 5]) (v[`i' + 6]) (v[`i' + 7]) ///
            (v[`i' + 8]) (v[`i' + 9]) (v[`i' + 10]) (v[`i' + 11]) ///
            (v[`i' + 12])
    }
    postclose mypost
    use CPI_temp, clear
    append using CPI_final
    save CPI_final, replace
}

use CPI_final, clear
replace date = subinstr(date, "年", "", .)
replace date = subinstr(date, "月份", "", .)
gen date1 = date(date, "YM")
format date1 %tdCY-N
order date1
drop date
ren date1 date

```

```
foreach i of varlist _all{
    cap replace `i' = subinstr(`i', "%", "", .)
}
destring, replace
foreach i of varlist _all{
    if "`i'" != "date" {
        format `i' %6.2f
    }
}
/* 添加变量标签
label var date "月份"
label var v1 "全国CPI"
label var v2 "全国CPI年率"
label var v3 "全国CPI月率"
label var v4 "全国CPI累计"
label var v5 "城市CPI"
label var v6 "城市CPI年率"
label var v7 "城市CPI月率"
label var v8 "城市CPI累计"
label var v9 "农村CPI"
label var v10 "农村CPI年率"
label var v11 "农村CPI月率"
label var v12 "农村CPI累计"
* 数据集标签
label data "消费者价格指数"

* 变量重命名
ren v1 cpi_all
ren v2 cpi_all_year_rate
ren v3 cpi_all_month_rate
ren v4 cpi_all_accum
ren v5 cpi_city
ren v6 cpi_city_year_rate
ren v7 cpi_city_month_rate
ren v8 cpi_city_accum
ren v9 cpi_village
ren v10 cpi_village_year_rate
ren v11 cpi_village_month_rate
ren v12 cpi_village_accum
save CPI_final, replace
```

爬取结果,如图5.9:

至此,这个爬取任务我们就算完成了。下面我们进行一个简单的应用——数据展示。

The screenshot shows the Stata Data Editor window titled "数据编辑器(编辑) - CPI\_final.dta". The main area displays a table with data from January 2008 to May 2009. The columns are labeled: date, cpi\_all, cpi\_all\_ye-e, cpi\_all\_mo-e, cpi\_all\_ac-m, cpi\_city, cp. The data shows monthly CPI values for various categories. To the right of the table is a sidebar with sections for "变量" (Variables), "属性窗口" (Properties Window), and "数据" (Data). The "变量" section lists variables like date, cpi\_all, etc., with their descriptions. The "属性窗口" section shows properties for the date variable. The "数据" section shows the file name CPI\_final.dta.

图 5.9: 爬取结果

## 5.5 数据呈现

假如我想观察 CPI 的走势,需要绘制一幅线图:

```
use CPI_final, clear
gsort date
* 绘图
* 推荐使用我最喜欢的绘图主题plotplain
* 安装方法
ssc install blindschemes, replace all
* 把绘图主题永久性的设置为plotplain
set scheme plotplain, permanently
* 查看2018年6月对应的Stata日期
di date("2018-06", "YM")
* ///表示代码换行, 注意下面几行绘图代码要一起运行
tw ///
line cpi_all date, ///
    lc(blue*.6) lp(solid) ///
    xline(21336) ||
line cpi_city date, lc(dkorange) ///
    lp(solid) ||
line cpi_village date, lc(orange_red) ||
    ti("图: 消费者价格指数走势", size(*1.2)) ||
    leg(pos(6) row(1)) ||
scatteri 102.3 21336 (12) "2018年6月"
* 导出图片为png格式
gr export 20181004a1.png, replace
```

上面一些选项的含义:



图 5.10: CPI 走势

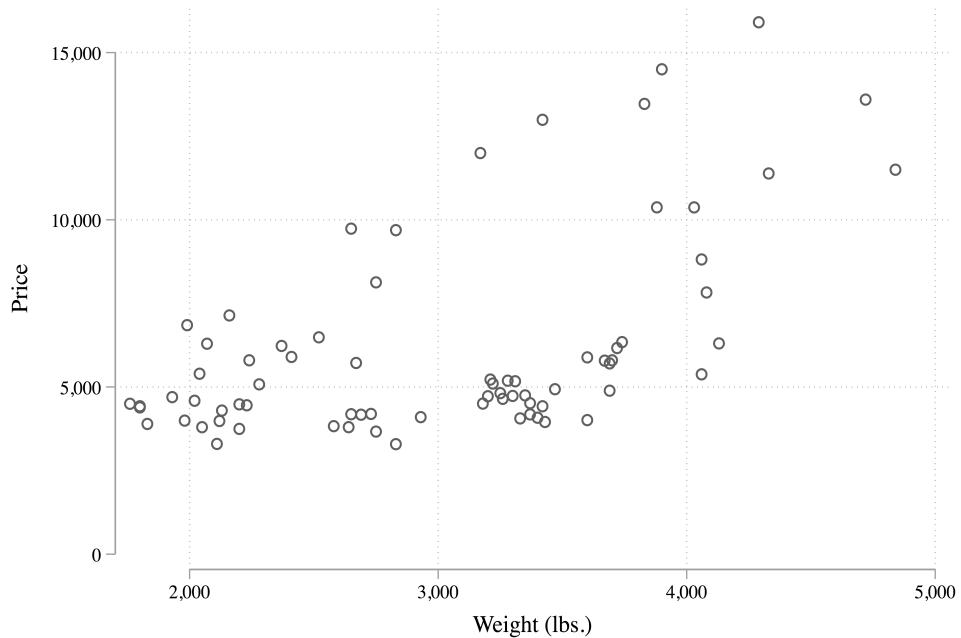
- `||`: 用于分隔图层。
- `line`: 用于绘制线图
- `tw`: 全称是 `two way`, 用于组合多个图层
- `lc`: 全称为 `lcolor()` 用于控制线图的颜色
- `lp`: 全称是 `lpattern()` 用于控制线型
- `yline`: 在指定位置画一条水平线
- `xline`: 在指定位置画一条竖直线
- `ti`: 全称是 `title()`, 控制标题, `size` 用于控制标题文字大小, 这里是 1.2 倍
- `leg`: 全称是 `legend()`, 控制图例, `pos` 用于控制图例的位置, 这里是 6 点种方向, 单行排列。
- `scatteri`: 用于在指定的坐标处画个点。“2018 年 6 月” 是这个点的标签, `(12)` 用于指定这个标签位于点的方向, 指定为 12 点钟方向。

## 第6章 Stata 修图与操作记录

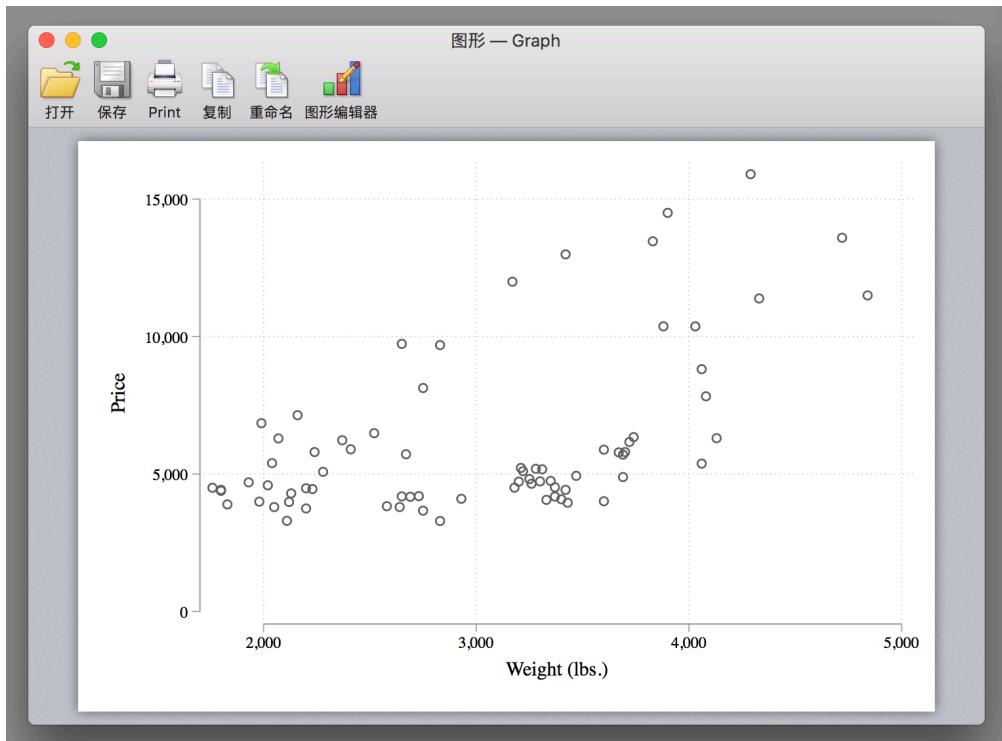
对于 Stata 初学者而言,一般在绘图的时候都会很头疼,因为 Stata 绘图命令的选项非常多且不容易记。不过幸好 Stata 提供了非常人性化的 GUI,让我们可以通过图形界面操作进行修图。然而我们都知道鼠标点击修图的坏处就是不可重复,就是说我们第一次经过一系列的鼠标点击操作的过程很难再次重复了。但是幸运的是如果我们使用 Stata 进行修图操作可以把修图操作保存成代码,这样再次绘图的时候直接运行代码即可。为了大家绘图不头疼,我这里讲一下如何在 Stata 进行修图并记录修图操作。

首先我们绘制一幅很不美观的图:

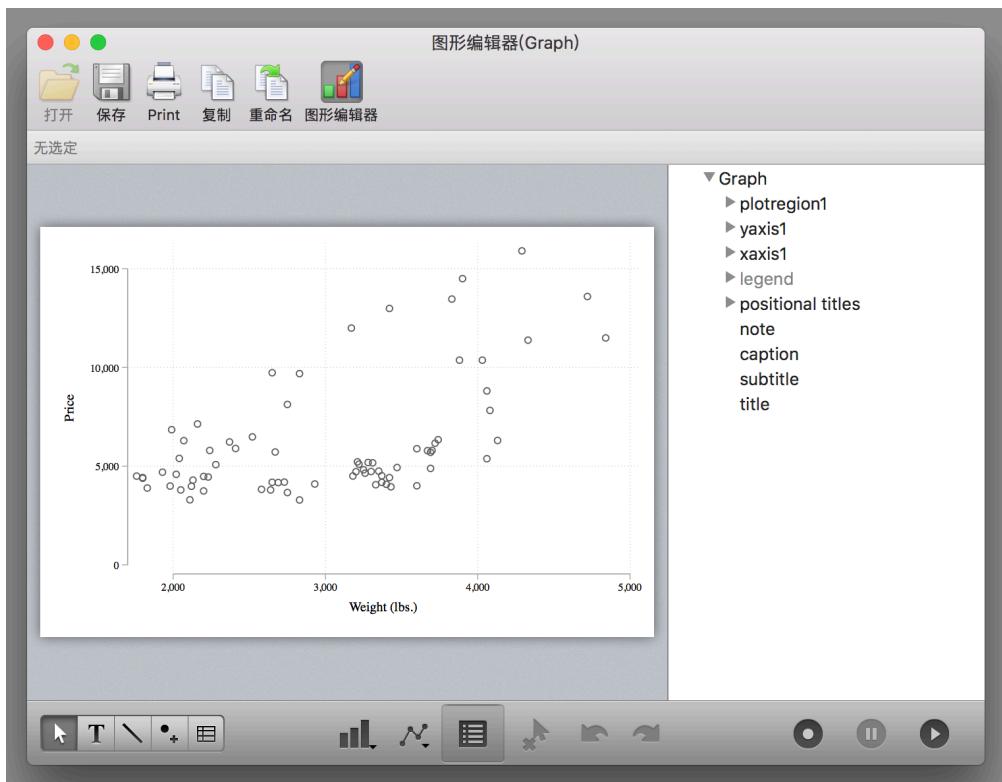
```
* 使用 plotplain 主题绘制  
sysuse auto, clear  
tw sc price weight
```



对于 Mac OS 的 Stata 来说,图形窗口是这样的(Windows OS 版本的 Stata 的图形窗口虽然不太一样,但是功能是一样的):



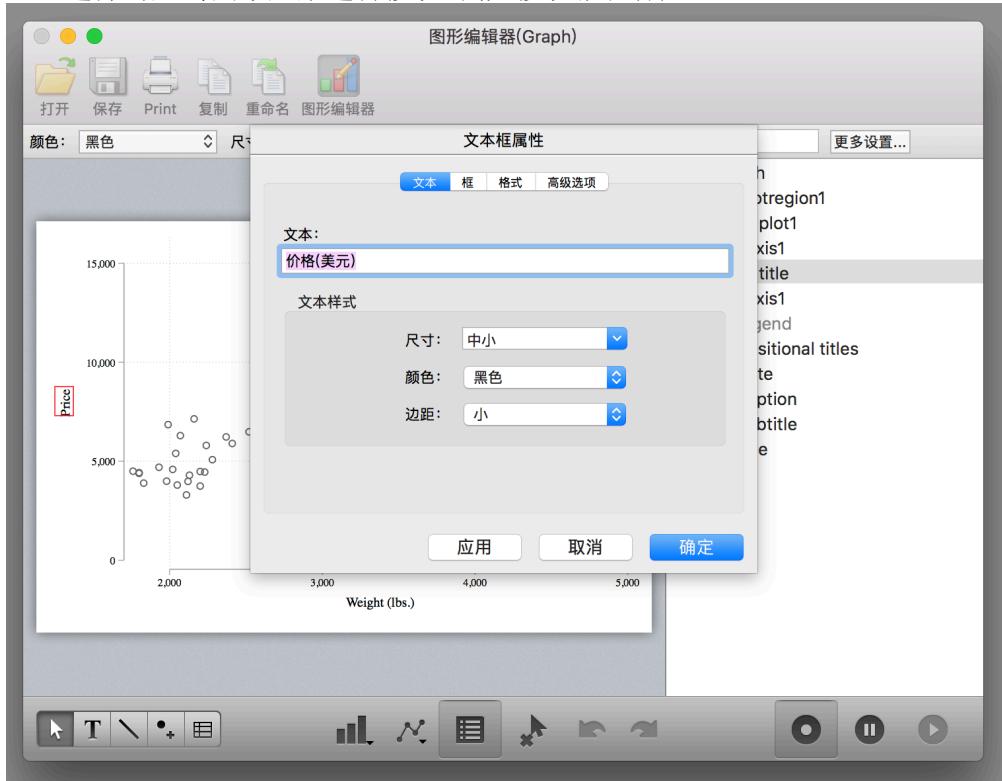
点击图形编辑器(WindowsOS 版本的 Stata 是在图形窗口上右键选择Start\ Graph\ Editor), 开始图形编辑操作:



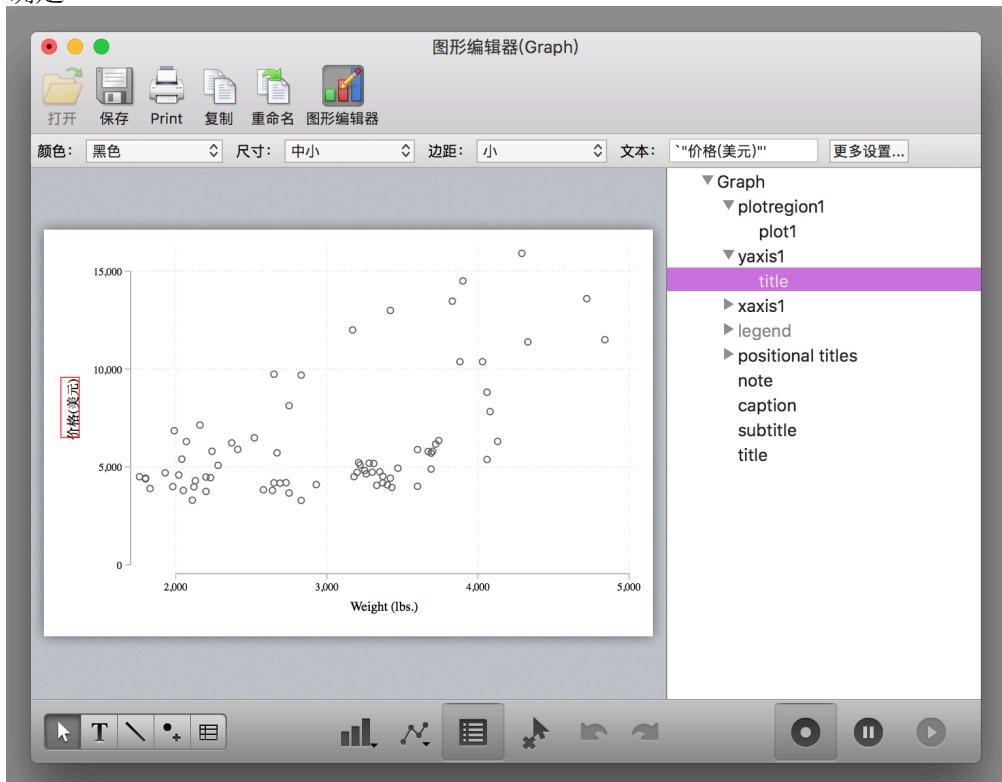
这个时候你会发现窗口的右下角(WindowsOS 版本的 Stata 的图形窗口这三个按钮是在顶边栏)有三个按钮, 第一个按钮是开始/结束记录修图操作, 第二个按钮是暂停记录, 第三个按钮是打开修图操作的宏文件(里面记录了每一步的修图操作)。

点击第一个按钮开始记录修图操作:

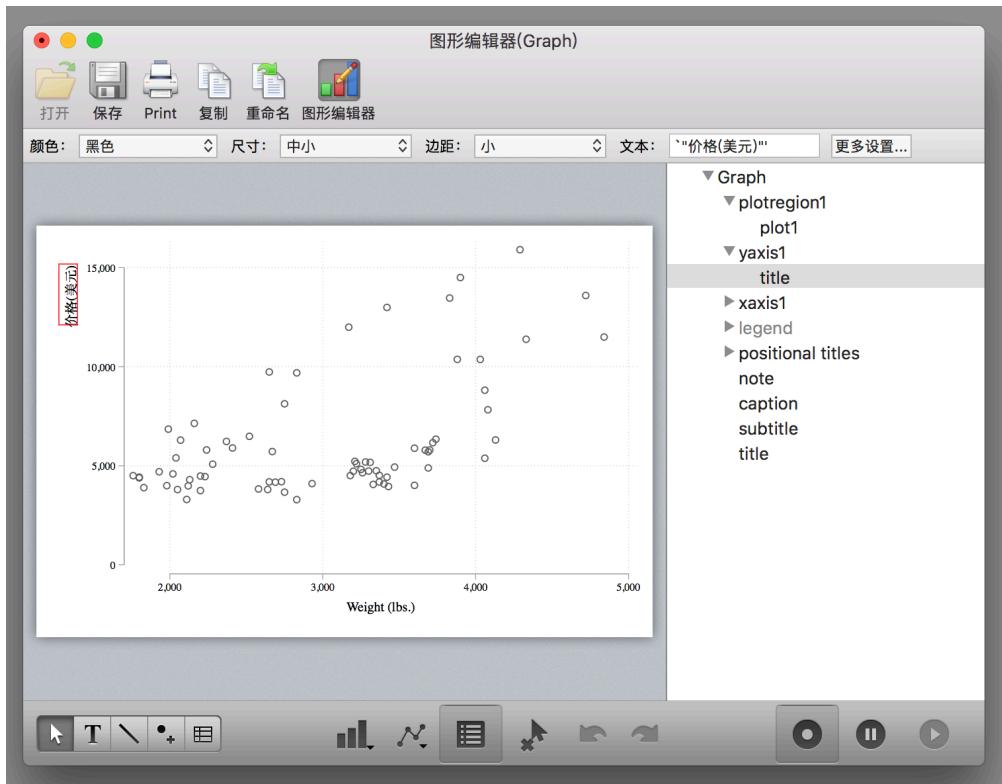
这个图形界面操作还是蛮容易懂的，大家四处点击试试就知道怎么用了，例如在右侧边栏可以选择对应的图形元素进行修改，例如修改纵轴标题：



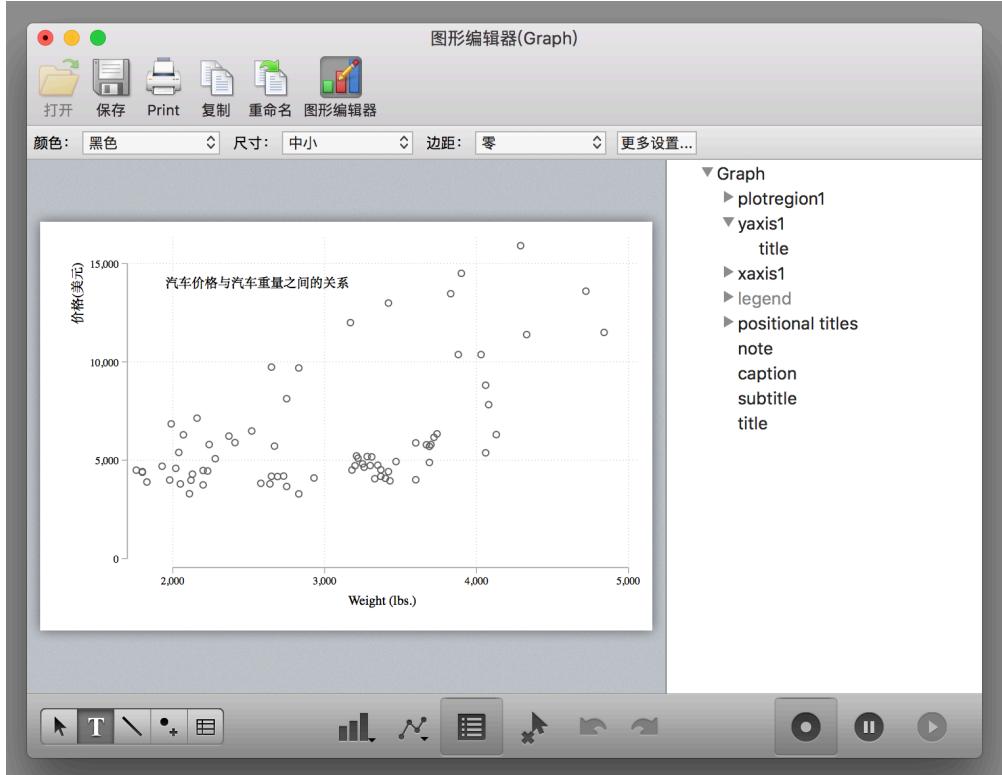
确定：



再例如把纵轴的标题移动到坐标轴的顶端：

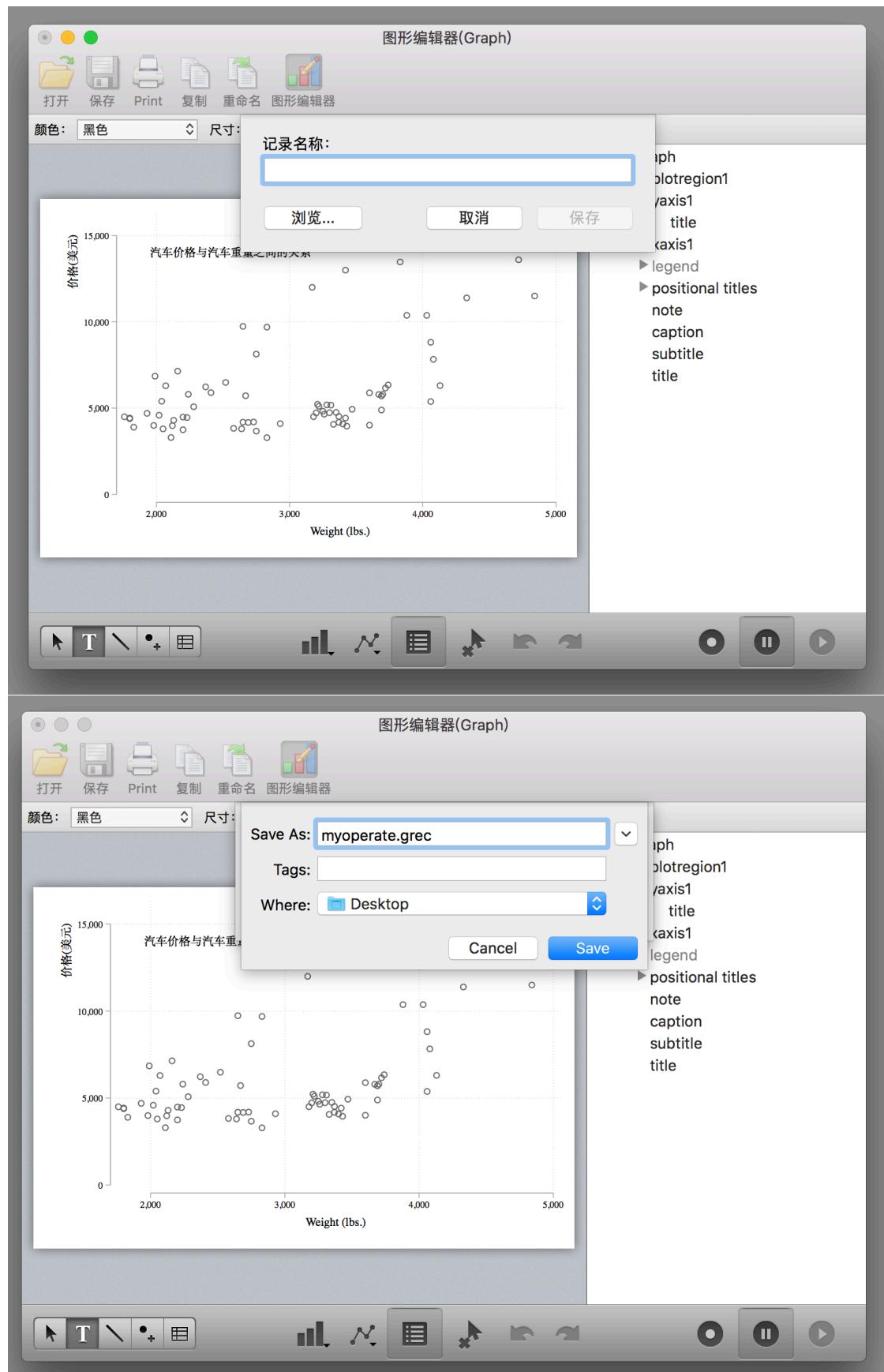


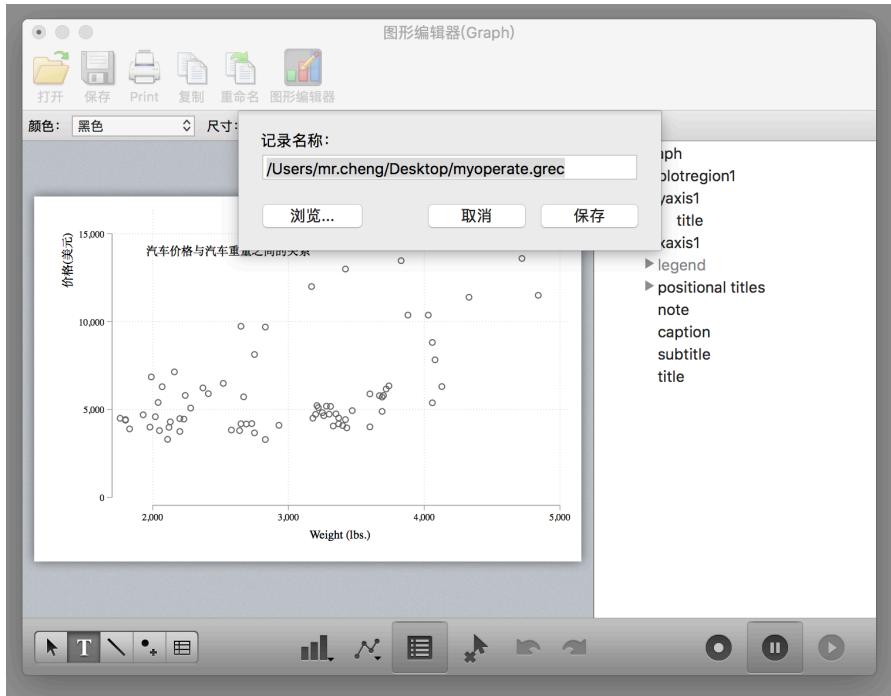
再例如添加一些文字(点击下边栏的 T)



其它的功能大家可以自行探索。

修图操作完成之后, 点击第二个按钮暂停修图操作或者点击第一个按钮保存修图操作作为一个 grec 文件:



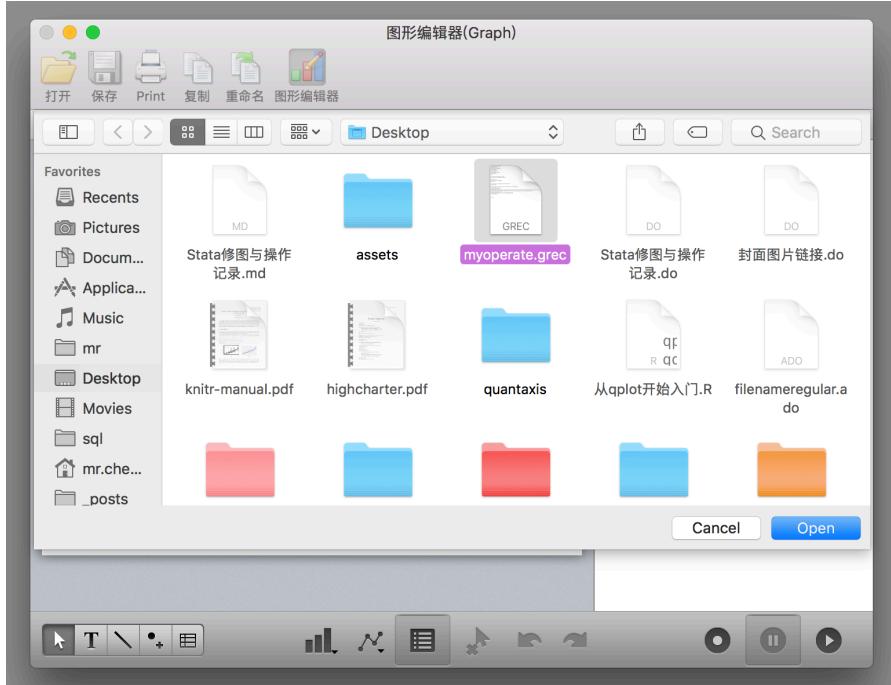


然后你就会在桌面发现一个 grec 文件了。

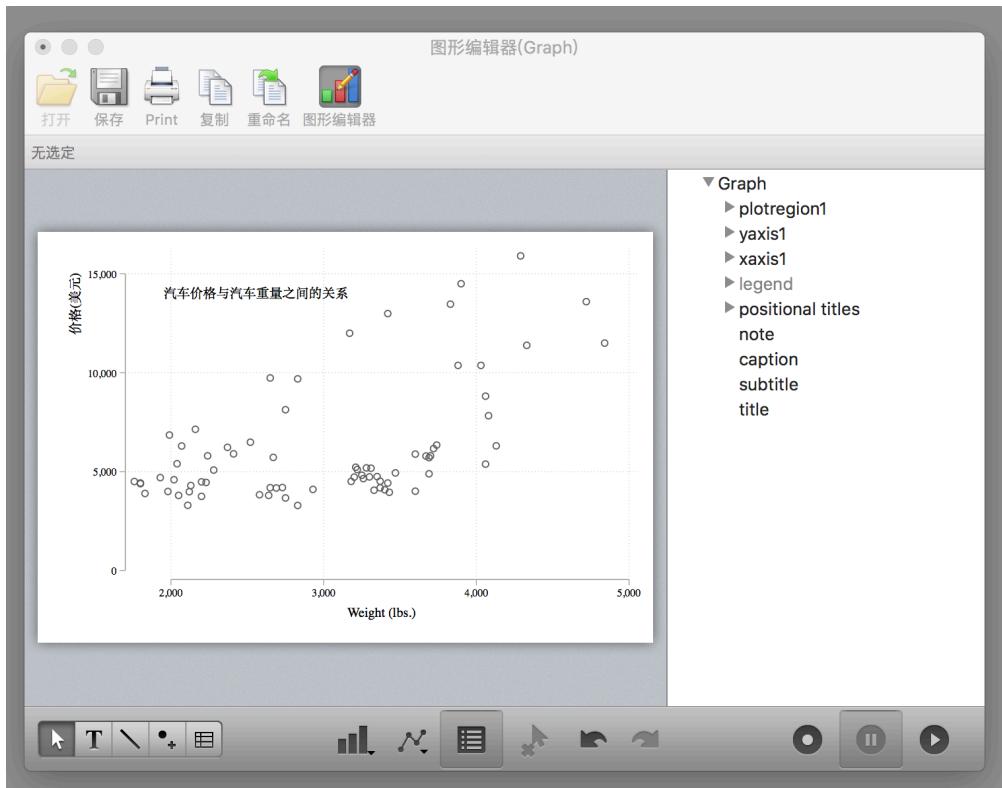
下面我们丢弃这幅图，运行刚刚的绘图代码：

```
sysuse auto, clear
tw sc price weight
```

重新绘制一幅没有修改的图，然后同样点击图形编辑器打开操作窗口，再点击右下角的第三个按钮 点击浏览 选择刚刚保存的 grec 文件：

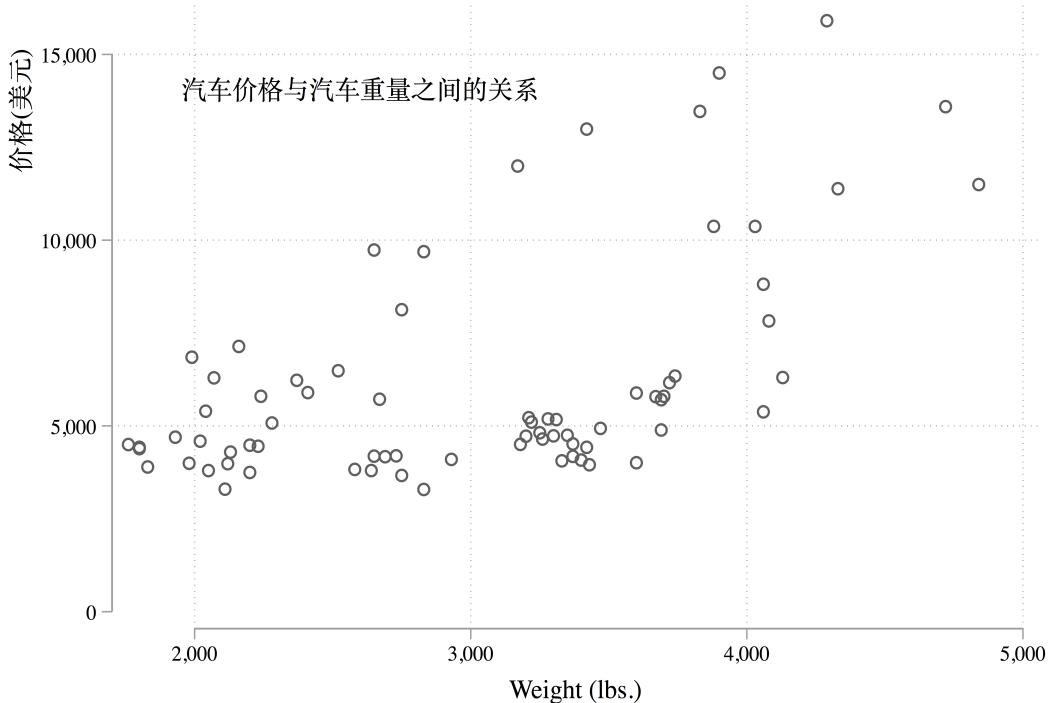


然后就会发现刚刚手动进行的操作被重新运行了一遍：



或者我们在绘图代码中加入这么一个选项也行,就一下也不要点击了:

```
tw sc price weight, play(myoperate)
```



但是这个必须要保证myoperate.grec文件存在才能正确运行, 虽然代码简洁, 但是如果我不小心弄丢了myoperate.grec文件那不就完了! 幸好Stata还提供了更令人拍案叫绝的操作, 我们用文本编辑器打开这个myoperate.grec文件, 可以看到里面的代码

是这样的：

```

StataFileTM:00001:01100:GREC:
00005:00004:00001:
*! classname: twowaygraph_g
*! family: twoway
*! date: 5 Oct 2018
*! time: 22:01:58
*! graph_scheme: plotplain
*! naturallywhite: 1
*! end

* File created by Graph Editor Recorder.
* Edit only if you know what you are doing.

.yaxis1.title.text = {}
.yaxis1.title.text.Arppush 价格(美元)
* title edits

.yaxis1.title.DragBy 26.71715565298195 1.931360649613153
* title reposition

.plotregion1.AddTextBox added_text editor 14109.65584366113 1951.290247065128
.plotregion1.added_text_new = 1
.plotregion1.added_text_rec = 1
.plotregion1.added_text[1].style.editstyle angle(default) ///
    size(medsmall) color(black) horizontal(left) vertical(middle) ///
    margin(zero) linegap(zero) drawbox(no) boxmargin(zero) ///
    fillcolor(bluishgray) linestyle( width(vthin) color(black) ///
    pattern(solid) align(inside)) box_alignment(east) editcopy
.plotregion1.added_text[1].text = {}
.plotregion1.added_text[1].text.Arppush 汽车价格与汽车重量之间的关系
* editor text[1] edits

* <end>

```

虽然里面的代码很复杂，但是大致还是能看懂，我们把其中以.**开头的行都复制到我们的 do 文件里面，记得在每行前面加上**gr\_edit**，也就是说把绘图代码写成这个样子：**

```

tw sc price weight

* 下面的代码是通过图形编辑器记录的
gr_edit .yaxis1.title.text = {}
gr_edit .yaxis1.title.text.Arppush 价格(美元)
gr_edit .yaxis1.title.DragBy 26.71715565298195 1.931360649613153
gr_edit .plotregion1.AddTextBox added_text editor 14109.65584366113
1951.290247065128

```

```

gr_edit .plotregion1.added_text_new = 1
gr_edit .plotregion1.added_text_rec = 1
gr_edit .plotregion1.added_text[1].style.editstyle angle(default) ///
    size(medsmall) color(black) horizontal(left) vertical(middle) ///
    margin(zero) linegap(zero) drawbox(no) boxmargin(zero) ///
    fillcolor(bluishgray) linestyle( width(vthin) color(black) ///
    pattern(solid) align(inside)) box_alignment(east) editcopy
gr_edit .plotregion1.added_text[1].text = {}
gr_edit .plotregion1.added_text[1].text.Arrpush 汽车价格与汽车重量之间的关系

```

然后把上面的一大段代码运行一下你就会发现刚刚的那幅图又出现了！而且你还可以一步一步的运行观察每一步的作用。

当然其实这个东西还有更强大的应用，例如通过下面的代码可以实现在图片的右边添加一个表格：

```

sysuse auto, clear
twoway scatter mpg rep78, msizes(small) ||, ///
    graphregion(margin(r+50)) yti("里程数") ///
    xti("1978年的维修次数")

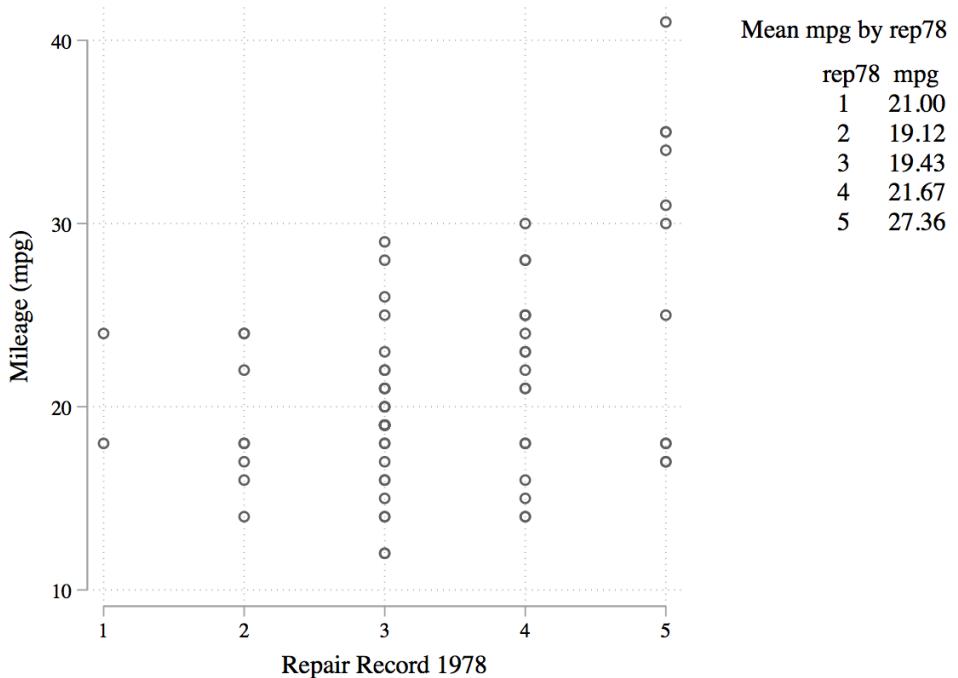
gr_edit AddTextBox added_text editor `=82+8` `=101'
gr_edit added_text_new = 1
gr_edit added_text_rec = 1
gr_edit added_text[1].text = {}
gr_edit added_text[1].text.Arrpush "Mean mpg by rep78"
gr_edit AddTextBox added_text editor `=82+2` `=112'
gr_edit added_text_new = 2
gr_edit added_text_rec = 2
gr_edit added_text[2].text = {}
gr_edit added_text[2].text.Arrpush "rep78 mpg"

* 按照rep78变量进行分组求mpg的均值
collapse mpg, by(rep78)

local z = 2

forvalues i=0/4 {
    local ++z
    gr_edit AddTextBox added_text editor `=80-(`i'*4)` `=114'
    gr_edit added_text_new = `z'
    gr_edit added_text_rec = `z'
    gr_edit added_text[`z'].text = {}
    gr_edit added_text[`z'].text.Arrpush ///
        `=rep78[`z'-2]` `=string(mpg[`z'-2],"%8.2f")' "
}

```



# 第 7 章 Stata 与 docx 文档的协同

---



**注意:** 爬虫俱乐部后来更新了这些命令, 增加了 font() 选项, 推荐直接学习更新后的命令的帮助文档。

在实证论文写作的时候我们经常需要在论文中使用三种表格: 描述性统计表、回归表以及相关系数表(当然这个不是必须)。有时候变量特别多, 这些表格的排版就变得十分困难, 幸运的是, 我们有 Stata15。Stata15 比起前代的 Stata 在文本编排上有着巨大的进步, 简单来说, Stata15 可以直接写论文了。本文就以上周的作业为例, 讲解如何使用 Stata15 进行文本编排。其中用到了 reg2docx、sum2docx 和 corr2docx 三个命令。这三个命令都是外部命令, 由爬虫俱乐部编写。不过我觉得非常不地道。根本不是为中文论文写作编写的, 所以我稍作改编以方便我们自己使用, 改编后的命令名为 reg2docx2、sum2docx2 和 corr2docx2。

## 7.1 安装

首先安装这三个命令的中文适配版:

```
github install czxa/stata2docx, replace
```

暂时只修改了两个地方: 1. 把字体的默认参数设置为 "宋体", 14, black。这个比较贴近我们的毕业论文排版要求, 因为我们的毕业论文的要求就是正文宋体四号字。2. 添加了自定义字体选项。

## 7.2 使用

安装好之后就可以使用 help 命令查看帮助文件了, 我贴心的准备了中文的帮助文档。

```
help stata2docx  
help corr2docx2  
help reg2docx2  
help sum2docx2
```

## 7.3 父母身高与子女身高

作为示例, 我以上周的作业为例讲解如何使用 Stata 进行文本编排, 如果想要完整的学习 Stata 编排 docx 文档, 还要自己对着 help 文档学习。Stata15 的 docx 文本编排主要使用 pudocx 命令,

文档的创建一般分为三步 1. 创建用于输出的文件; 2. 文本操作; 3. 关闭保存文件。

pudocx 命令的使用方法也是如此:

```
clear all
* 首先打开文档，设置纸张大小为A4，字体为宋体、14号（即四号字）
putdocx begin, pagesize(A4) font("宋体", 14, black)
* 开启一个段落，居中，设置风格为标题（为了写标题）
putdocx paragraph, halign(center) style>Title
putdocx text ("使用 Stata 可进行 docx 文件的排版"), bold ///
    font("宋体", 18, black)
* 新段落，副标题
putdocx paragraph, halign(center) styleSubtitle
* linebreak：在文本后断行
putdocx text ("程振兴"), bold font("华文楷体", 12, black) linebreak
putdocx text ("2018年10月9日"), bold ///
    font("华文楷体", 12, black) linebreak
* 保存文档
putdocx save mydoc.docx, replace
```

然后我们运行刚刚的代码，打开 mydoc.docx 文件：



可能这个副标题的斜体风格不是我们想要的，那就去掉 `style(Subtitle)` 选项就好了。

继续，下面我们先把题目抄上去：

```
* 把题目抄写上去
* 打开文档
putdocx begin
* 开启一个新段落，为段落设置字体
putdocx paragraph, halign(left) font("华文楷体", 14, black)
* 为这两个字单独设置字体
putdocx text ("【作业】"), bold font("宋体", 14, black)
putdocx text ("数据集 galton.dta 包含了 Galton(1886) 的原始数据集。///")
变量 parent 为父母的平均身高（英寸），而 child 为子女的身高（英寸）。///
其中，为平衡身高的性别差异，女性身高（包括母亲和女儿）///
均乘以 1.08。"), linebreak
putdocx text (" (1) 计算变量 child 与 parent 的基本统计特征；"), linebreak
putdocx text (" (2) 将变量 child 与 parent 的散点图和线性拟合图画在一起；"), ///
linebreak
putdocx text (" (3) 考虑一下回归方程："), linebreak
```

```
* 开启新段落，这段是公式，比较费事
putdocx paragraph, halign(center) font("宋体", 14, black)

putdocx text ("child"),
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" = ")
putdocx text ("a")
putdocx text (" + ")
putdocx text ("β")
putdocx text (" * ")
putdocx text ("parent")

* 下标
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" + ")
putdocx text ("ε")
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" ")
putdocx text ("(4.46)") , linebreak

* 新段落，楷体
putdocx paragraph, halign(left) font("华文楷体", 14, black)
putdocx text ("其中，随机扰动项  $\epsilon$ ")
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text ("代表哪些因素? "), linebreak
* 因为代码太长，所以我用三道斜线换个行
putdocx text (" (4) 使用OLS估计上面的方程(4.46)并回答: ///

父母的身高每增加1英寸，子女的身高平均将增加多少? ///

父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几? "), linebreak
putdocx text (" (5) 定义parent_dev为父母的身高减去父母那一///
辈人的平均身高，并定义gengap为子女身高减去父母身高。将///

gengap对parent_dev进行回归，是否存在“回归均值现象”? "), linebreak
* 保存，注意应该是append，指定接在上面的那个文档后面
putdocx save mydoc.docx, append
```

## 使用Stata可进行docx文件的排版

程振兴  
2018年10月9日

**【作业】** 数据集galton.dta 包含了Galton(1886)的原始数据集。变量parent为父母的平均身高（英寸），而child为子女的身高（英寸）。其中，为平衡身高的性别差异，女性身高（包括母亲和女儿）均乘以1.08。

- (1) 计算变量child与parent的基本统计特征；
- (2) 将变量child与parent的散点图和线性拟合图画在一起；
- (3) 考虑一下回归方程：

$$\text{child}_i = \alpha + \beta * \text{parent}_i + \varepsilon_i \quad (4.46)$$

其中，随机扰动项  $\varepsilon_i$  代表哪些因素？

- (4) 使用OLS估计上面的方程(4.46)并回答：父母的身高每增加1英寸，子女的身高平均将增加多少？父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几？
- (5) 定义parent\_dev为父母的身高减去父母那一辈人的平均身高，并定义gengap为子女身高减去父母身高。将 gengap对parent\_dev进行回归，是否存在“回归均值现象”？

接下来开始解答这道题：

```
putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("【解答】"), bold linebreak
putdocx text ("(1) child和parent变量的描述性统计表")
putdocx pagebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.1 child和parent变量的描述性统计表")
putdocx save mydoc.docx, append
```

使用 Stata 可进行 docx 文件的排版

2018年10月9日

**【作业】** 数据集 galton.dta 包含了 Galton(1886) 的原始数据集。变量 parent 为父母的平均身高 (英寸)，而 child 为子女的身高 (英寸)。其中，为平衡身高的性别差异，女性身高 (包括母亲和女儿) 均乘以 1.08。

- (1) 计算变量 child 与 parent 的基本统计特征；
- (2) 将变量 child 与 parent 的散点图和线性拟合图画在一起；
- (3) 考虑一下回归方程：

$$\text{child} = \alpha + \beta * \text{parent} + \epsilon \quad (4.46)$$

其中，随机扰动项  $\epsilon$  代表哪些因素？

- (4) 使用 OLS 估计上面的方程(4.46)并回答：父母的身高每增加 1 英寸，子女的身高平均将增加多少？父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几？
- (5) 定义 parent\_dev 为父母的身高减去父母那一辈人的平均身高，并定义 gengap 为子女身高减去父母身高。将 gengap 对 parent\_dev 进行回归，是否存在“回归均值现象”？

**【解答】**

- (1) child 和 parent 变量的描述性统计表

表 1.1 child 和 parent 变量的描述性统计表

接下来我们是要添加一个描述性统计表。使用 sum2docx2 即可：

```
cuse galton, c w
* 实际上 font("宋体", 14, black) 是默认选项，不加也一样
sum2docx2 child parent using mydoc.docx, append ///
obs mean(%9.2f) sd min(%9.2f) max(%9.2f) ///
font("宋体", 14, black)

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("(2) child 与 parent 的散点图和线性拟合图：")
putdocx save mydoc.docx, append
```

表 1.1 child 和 parent 变量的描述性统计表

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Max
child	928	68.09	2.52	61.70	73.70
parent	928	68.31	1.79	64.00	73.00

(2) child 与 parent 的散点图和线性拟合图：

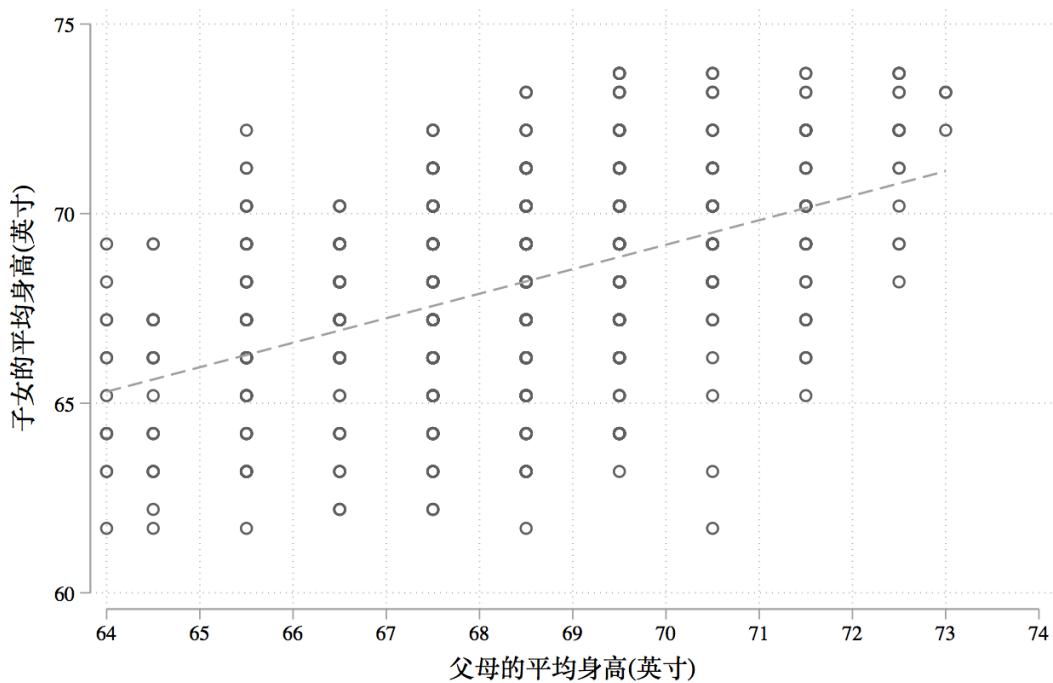
接下来第二题，画个图然后放进去，注意按照毕业论文的要求，图标题放置在图片的下方，表标题放置在表的上方。:

tw //



```
sc child parent || ///
lfit child parent ||, ///
    leg(off) ///
xti("父母的平均身高(英寸)") ///
yti("子女的平均身高(英寸)") ///
xlab(64(1)74)
gr export img1.png, replace

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx image "img1.png"
putdocx text ("图1.1 child与parent的散点图和线性拟合图")
putdocx save mydoc.docx, append
```



编排效果:

使用 Stata 可进行 docx 文件的排版

2018年10月9日

**【作业】** 数据集 galton.dta 包含了 Galton(1886) 的原始数据集。变量 parent 为父母的平均身高 (英寸)，而 child 为子女的身高 (英寸)。其中，为平衡身高的性别差异，女性身高 (包括母亲和女儿) 均乘以 1.08。  
 (1) 计算变量 child 与 parent 的基本统计特征；  
 (2) 将变量 child 与 parent 的散点图和线性拟合图画在一起；  
 (3) 考虑一下回归方程：  

$$\text{child} = \alpha + \beta * \text{parent} + \epsilon, \quad (4.46)$$
 其中，随机扰动项  $\epsilon$  代表哪些因素？  
 (4) 使用 OLS 估计上面的方程(4.46)并回答：父母的身高每增加 1 英寸，子女的身高平均将增加多少？父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几？  
 (5) 定义 parent\_dev 为父母的身高减去父母那一辈人的平均身高，并定义 gengap 为子女身高减去父母身高。将 gengap 对 parent\_dev 进行回归，是否存在“回归均值现象”？

**【解答】**

(1) child 和 parent 变量的描述性统计表

VarName <sup>a</sup>	Obs <sup>a</sup>	Mean <sup>a</sup>	SD <sup>a</sup>	Min <sup>a</sup>	Max <sup>a</sup>
child <sup>a</sup>	928 <sup>a</sup>	68.09 <sup>a</sup>	2.52 <sup>a</sup>	61.70 <sup>a</sup>	73.70 <sup>a</sup>
parent <sup>a</sup>	928 <sup>a</sup>	68.31 <sup>a</sup>	1.79 <sup>a</sup>	64.00 <sup>a</sup>	73.00 <sup>a</sup>

(2) child 与 parent 的散点图和线性拟合图：

图 1.1 child 与 parent 的散点图和线性拟合图

继续：

```
putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("(3) 例如营养水平, 后期运动量情况等。///")
只要是不由父母的遗传决定但是会影响人身高的因素///  

差不多都在里面了。"), linebreak
putdocx text ("(4) 首先估计方程(4.46), 回归结果如下: "), linebreak
putdocx pagebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.2 模型估计表")
putdocx save mydoc.docx, append
```

使用 Stata 可进行 docx 文件的排版

2018年10月9日

**【作业】** 数据集 galton.dta 包含了 Galton(1886) 的原始数据集。变量 parent 为父母的平均身高 (英寸)，而 child 为子女的身高 (英寸)。其中，为平衡身高的性别差异，女性身高 (包括母亲和女儿) 均乘以 1.08。  
 (1) 计算变量 child 与 parent 的基本统计特征；  
 (2) 将变量 child 与 parent 的散点图和线性拟合图画在一起；  
 (3) 考虑一下回归方程：  

$$\text{child} = \alpha + \beta * \text{parent} + \epsilon, \quad (4.46)$$
 其中，随机扰动项  $\epsilon$  代表哪些因素？  
 (4) 使用 OLS 估计上面的方程(4.46)并回答：父母的身高每增加 1 英寸，子女的身高平均将增加多少？父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几？  
 (5) 定义 parent\_dev 为父母的身高减去父母那一辈人的平均身高，并定义 gengap 为子女身高减去父母身高。将 gengap 对 parent\_dev 进行回归，是否存在“回归均值现象”？

**【解答】**

(1) child 和 parent 变量的描述性统计表

VarName <sup>a</sup>	Obs <sup>a</sup>	Mean <sup>a</sup>	SD <sup>a</sup>	Min <sup>a</sup>	Max <sup>a</sup>
child <sup>a</sup>	928 <sup>a</sup>	68.09 <sup>a</sup>	2.52 <sup>a</sup>	61.70 <sup>a</sup>	73.70 <sup>a</sup>
parent <sup>a</sup>	928 <sup>a</sup>	68.31 <sup>a</sup>	1.79 <sup>a</sup>	64.00 <sup>a</sup>	73.00 <sup>a</sup>

(2) child 与 parent 的散点图和线性拟合图：

图 1.1 child 与 parent 的散点图和线性拟合图

(3) 例如营养水平, 后期运动量情况等。只要是不由父母的遗传决定但是会影响人身高的因素都不在里面了。  
 (4) 首先估计方程(4.46), 回归结果如下：

再接下来就是一件大活了，把回归结果放在文档中，一般论文里面都要用到三五个模型，甚至更多，涉及的变量往往七八九十多个，回归系数、显著性水平加起来估计有七八九十一百个。手动制表往往非常困难，使用 reg2docx 就能很方便的解决这个问题：

```
qui reg child parent
est store m1
reg2docx2 m1 using mydoc.docx, append b(%6.2f) p(%6.4f) ///
    mtitles("OLS") r2(%6.2f) ar2(%6.2f) font("宋体", 14, black)
```

表 1.2 模型估计表<sup>4</sup>

	(1)
	OLS
parent	0.65*** <sup>4</sup>
	(0.0000) <sup>4</sup>
_cons	23.94*** <sup>4</sup>
	(0.0000) <sup>4</sup>
N	928
R-Square	0.21 <sup>4</sup>
Adj. R-Square	0.21 <sup>4</sup>

帮助文档中有更加复杂的例子，我们也来尝试一下：

```
clear
set obs 1000
gen x1 = uniform()
gen x2 = uniform()
gen x3 = uniform()
gen x4 = uniform()
gen x5 = uniform()
gen x6 = uniform()
gen ind = mod(_n,10)
tab ind, gen(ind)
gen y = 0.4+.5*x1+.6*x2+.7*x3+.8*x4+rnormal()*3
replace y = y-.7*x5-.8*x6
forvalue i = 1(1)10{
    replace y = y+sqrt(`i')*ind`i'
}
reg y x1 x5 x6 ind2-ind10
est store m1
reg y x1 x2 x5 x6 ind2-ind10
est store m2
reg y x1 x2 x3 x5 x6 ind2-ind10
est store m3
reg y x1 x2 x3 x4 x5 x6 ind2-ind10
est store m4
reg2docx2 m1 m2 m3 m4 using mydoc.docx, append ///
    indicate("ind=ind*") drop(x2 x3) r2(%9.3f) ///
    ar2(%9.2f) order(x6 x5) b(%9.3f) t(%7.2f) ///
```

```
title(table2: OLS regression results) ///
mtitles("model 1" "model 2" "" "model 4")
```

table2: OLS regression results

	(1)	(2)	(3)	(4)
	model 1	model 2	model 3	model 4
x6	-0.891*** (-2.72)	-0.895*** (-2.74)	-0.915*** (-2.80)	-0.892*** (-2.74)
x5	-0.778** (-2.39)	-0.780** (-2.40)	-0.746** (-2.29)	-0.746** (-2.30)
x1	0.732** (2.21)	0.719** (2.17)	0.715** (2.16)	0.724** (2.19)
x4				0.654** (1.99)
_cons	2.445*** (5.88)	2.163*** (4.87)	1.832*** (3.86)	1.504*** (3.00)
ind	Yes	Yes	Yes	Yes
N	1000	1000	1000	1000
R-Square	0.066	0.069	0.073	0.077
Adj. R-Square	0.06	0.06	0.06	0.06

可以看出，虽然这个命令里面有添加表格标题的功能，但是不建议使用，建议像我刚才那样自己添加标题。

删除掉刚刚的那段，继续做作业：

```
putdocx text ("(5) 生成新变量进行回归，回归结果如下："), linebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.3 模型估计表")
putdocx save mydoc.docx, append

cuse galton, c w
egen parent_dev = mean(parent)
replace parent_dev = parent - parent_dev
* 或者也可以这样
* sum parent
* gen parent_dev = parent - r(mean)
gen gengap = child - parent

reg gengap parent_dev
qui reg child parent
est store m2
reg2docx2 m2 using mydoc.docx, append b(%6.2f) ///
p(%6.4f) mtitles("OLS") r2(%6.2f) ar2(%6.2f)

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
```

```
putdocx text ("可以看到回归系数为  $-0.35 < 0$ , 也就是说父母的身高///  
越偏离其同辈的平均身高(也就是越高), 其子女与父辈的身高差越低。///  
因此存在“回归均值的现象”。"), linebreak  
putdocx save mydoc.docx, append
```

编排效果:

【作业】数据集 galton.dta 包含了 Galton(1880) 的原始数据集。变量 parent 为父母的平均身高(英寸)，而 child 为子女的身高(英寸)。其中，子女身高的性别差异，女性身高(包括母亲和女儿) 均数以 1.08。①  
(1) 计算变量 child 与 parent 的基本统计特征；②  
(2) 将变量 child 与 parent 的散点图和线性拟合图画在一起；③  
(3) 考虑一下回归方程：④  
 $\text{child} = \alpha + \beta * \text{parent} + \epsilon, \quad (4.46)$   
其中，随机扰动项  $\epsilon$  代表哪些因素？⑤  
(4) 使用 OLS 估计上面的方程(4.46)并回答：父母的身高每增加 1 英寸，子女的身高平均将增加多少？父亲的身高可以解释子女身高变动的百分之几？⑥  
(5) 定义 parent\_dev 为父母的身高减去父辈某一人的平均身高，并定义 gengap 为子女身高减去父母身高。将 gengap 对 parent\_dev 进行回归，是否在“回归均值现象”？⑦  
⑧  
【解答】⑨  
(1) child 和 parent 变量的描述性统计表。

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Max
child	928	68.09	2.62	61.70	73.70
parent	928	68.31	1.79	64.00	73.00

表 1.1 child 和 parent 变量的描述性统计表

(2) child 与 parent 的散点图和线性拟合图

图 1.1 child 与 parent 的散点图和线性拟合图

(3) 例如营养水平、后期运动等情况。只要是不由父母的遗传决定但是会影响人身高的因素就不多见在里了。⑩  
(4) 首先估计方程(4.46), 回归结果如下：

	(1)
parent	0.65*** (0.0000)
_cons	23.94*** (0.0000)
N	928
R-Square	0.21*
Adj R-Square	0.21*

表 1.2 模型估计表

回归结果表示父母的身高每增加 1 英寸，子女的身高水平将增加 0.65 英寸。父母的身高可以解释子女身高变动的 21.0%，⑪  
(5) 生成新变量进行回归，回归结果如下：

	(1)
parent	0.65*** (0.0000)
_cons	23.94*** (0.0000)
N	928
R-Square	0.21*
Adj R-Square	0.21*

表 1.3 模型估计表

可以看到回归系数为  $-0.35 < 0$ , 也就是说父母的身高偏离其同辈的平均身高(也就是越高), 其子女与父辈的身高差越低。因此存在“回归均值的现象”。⑫

至此, 我们的作业就完成了。下面再补充 corr2docx2 的使用:

\* 最后作为演示, 我再讲解一下 corr2docx 的用法:

```
putdocx begin, font("宋体", 14, black)  
putdocx pagebreak  
putdocx paragraph, halign(center)  
putdocx text ("表1.4 相关系数表")  
putdocx save mydoc.docx, append
```

```
corr2docx2 child parent gengap parent_dev using mydoc.docx, ///  
append star(** 0.01 * 0.05) font("宋体", 14, black) ///  
notefont("宋体", 10, black)
```

	child	parent	gengap	parent_dev
child		0.425**	0.719**	0.425**
parent	0.459**		-0.275**	1.000**
gengap	0.730**	-0.272**		-0.275**
parent_dev	0.459**	1.000	-0.272**	

下三角报告了 Pearson 相关系数, 上三角报告了 Spearman 相关系数  
\*\* p<0.01, \* p<0.05

这样我们就完成了这篇小文章的编排, 最后附上完整代码:

\* 首先打开文件:

```
clear all
```

```
putdocx begin, pagesize(A4) font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(center) style>Title
putdocx text ("使用Stata可进行docx文件的排版"), bold ///
    font("宋体", 18, black)
putdocx paragraph, halign(center) styleSubtitle
putdocx text ("程振兴"), bold font("华文楷体", 12, black) linebreak
putdocx text ("2018年10月9日"), bold font("华文楷体", 12, black) ///
    linebreak
putdocx save mydoc.docx, replace

* 把题目抄写上去
* 打开文档
putdocx begin
* 开启一个新段落，为段落设置字体
putdocx paragraph, halign(left) font("华文楷体", 14, black)
* 为这两个字单独设置字体
putdocx text ("【作业】"), bold font("宋体", 14, black)
putdocx text ("数据集galton.dta 包含了Galton(1886)的原始数据集。///")
变量parent为父母的平均身高（英寸），而child为子女的身高（英寸）。///
其中，为平衡身高的性别差异，女性身高（包括母亲和女儿）///
均乘以1.08。"), linebreak
putdocx text (" (1) 计算变量child与parent的基本统计特征; "), linebreak
putdocx text (" (2) 将变量child与parent的散点图和线性拟合图画在一起; "), ///
    linebreak
putdocx text (" (3) 考虑一下回归方程: "), linebreak

* 开启新段落，这段是公式，比较费事
putdocx paragraph, halign(center) font("宋体", 14, black)

putdocx text ("child"),
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" = ")
putdocx text ("α")
putdocx text (" + ")
putdocx text ("β")
putdocx text (" * ")
putdocx text ("parent")

* 下标
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" + ")
putdocx text ("ε")
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text (" ")
putdocx text ("(4.46)'), linebreak

* 新段落，楷体
putdocx paragraph, halign(left) font("华文楷体", 14, black)
```

```
putdocx text ("其中, 随机扰动项  $\epsilon$ ")
putdocx text ("i"), script(sub)
putdocx text ("代表哪些因素? "), linebreak
* 因为代码太长, 所以我用三道斜线换个行
putdocx text (" (4) 使用OLS估计上面的方程(4.46)并回答: ///")
父母的身高每增加1英寸, 子女的身高平均将增加多少? ///
父母的身高可以解释子女身高变动的百分之几? "), linebreak
putdocx text (" (5) 定义parent_dev为父母的身高减去父母那一///"
辈人的平均身高, 并定义gengap为子女身高减去父母身高。将///
gengap对parent_dev进行回归, 是否存在“回归均值现象”? "), linebreak
* 保存, 注意应该是append, 指定接在上面的那个文档后面
putdocx save mydoc.docx, append

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("【解答】"), bold linebreak
putdocx text ("(1) child和parent变量的描述性统计表")
putdocx pagebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.1 child和parent变量的描述性统计表")
putdocx save mydoc.docx, append

cuse galton, c w
sum2docx2 child parent using mydoc.docx, append ///
obs mean(%9.2f) sd min(%9.2f) max(%9.2f) ///
font("宋体", 14, black)

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("(2) child与parent的散点图和线性拟合图: ")
putdocx save mydoc.docx, append

* tw ///
* sc child parent || ///
* lfit child parent ||, ///
* leg(off) ///
* xti("父母的平均身高(英寸)") ///
* yti("子女的平均身高(英寸)") ///
* xlab(64(1)74)
* gr export img1.png, replace

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx image "img1.png"
putdocx text ("图1.1 child与parent的散点图和线性拟合图")
putdocx save mydoc.docx, append
```

```
putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("(3) 例如营养水平, 后期运动量情况等。///  
只要是不由父母的遗传决定但是会影响人身高的因素差不多都///  
在里面了。"), linebreak
putdocx text ("(4) 首先估计方程(4.46), 回归结果如下: "), linebreak
putdocx pagebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.2 模型估计表")
putdocx save mydoc.docx, append

qui reg child parent
est store m1
reg2docx2 m1 using mydoc.docx, append b(%6.2f) p(%6.4f) ///
    mtitles("OLS") r2(%6.2f) ar2(%6.2f) font("宋体", 14, black)

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("回归结果显示父母的身高每增加1英寸, ///  
子女的身高平均将增加0.65英寸。父母的身高可以解释子女///  
身高变动的21.05%。"), linebreak

putdocx text ("(5) 生成新变量进行回归, 回归结果如下: "), linebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.3 模型估计表")
putdocx save mydoc.docx, append

cuse galton, c w
egen parent_dev = mean(parent)
replace parent_dev = parent - parent_dev
* 或者也可以这样
* sum parent
* gen parent_dev = parent - r(mean)
gen gengap = child - parent

reg gengap parent_dev
qui reg child parent
est store m2
reg2docx2 m2 using mydoc.docx, append b(%6.2f) ///
    p(%6.4f) mtitles("OLS") r2(%6.2f) ar2(%6.2f)

putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx paragraph, halign(left)
putdocx text ("可以看到回归系数为 -0.35 < ///  
0, 也就是说父母的身高越偏离其同辈的平均身高(也就///  
是越高), 其子女与父辈的身高差越低。因此存在“回归均值///  
的现象”。"), linebreak
```

```
putdocx save mydoc.docx, append

* 最后作为演示，我再讲解一下corr2docx的用法：
putdocx begin, font("宋体", 14, black)
putdocx pagebreak
putdocx paragraph, halign(center)
putdocx text ("表1.4 相关系数表")
putdocx save mydoc.docx, append

corr2docx2 child parent gengap parent_dev using /**
mydoc.docx, append star(** 0.01 * 0.05) /**
font("宋体", 14, black) notefont("宋体", 10, black)
```

## 第8章 习题讲解

### 8.1 习题 6.5

【题目】：使用数据集 grilic.dta，以稳健标准误估计下面的回归方程：

$$\ln w = \beta_1 + \beta_2 s + \beta_3 expr + \beta_4 tenure + \beta_5 smsa + \varepsilon \quad (8.1)$$

(1) 使用全样本, 估计方程(6.43)。(2) 使用美国南方的子样本, 估计方程(6.43)。(3) 使用美国北方的子样本, 估计方程(6.43)。(4) 与全样本相比, 子样本估计量的标准误有何变化, 为什么?

【解答】：

(1) : 使用全样本:

```
cuse grilic, clear web
// 因为我的数据里面的lnw的名字是lw, 为了和书上的统一, 重命名为lnw
ren lw lnw
reg lnw s expr tenure smsa, r
```

Linear regression							
		Number of obs = 758					
		F(4, 753) = 98.36					
		Prob > F = 0.0000					
		R-squared = 0.3448					
		Root MSE = .34813					

lnw	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
s	.1035073	.0062235	16.63	0.000	.0912899	.1157247
expr	.0381933	.0066362	5.76	0.000	.0251656	.051221
tenure	.0363505	.0081018	4.49	0.000	.0204457	.0522554
smsa	.1523258	.0276534	5.51	0.000	.098039	.2066127
_cons	4.059067	.0861023	47.14	0.000	3.890038	4.228096

根据估计结果, 拟合的模型为:

$$\ln w = 4.059 + 0.104s + 0.036expr + 0.152smsa + \hat{\varepsilon} \quad (8.2)$$

(2) : 使用南方样本 (rns == 1) 估计

```
reg lnw s expr tenure smsa if rns, r
```

```
Linear regression
Number of obs      =      204
F(4, 199)          =     36.04
Prob > F           =     0.0000
R-squared           =     0.4203
Root MSE            =     .34929
```

lnw	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
s	.1198242	.0120804	9.92	0.000	.0960021	.1436463
expr	.0451903	.0143038	3.16	0.002	.0169839	.0733967
tenure	.0092643	.0177777	0.52	0.603	-.0257926	.0443211
smsa	.1746563	.0496961	3.51	0.001	.0766579	.2726548
_cons	3.806148	.1582838	24.05	0.000	3.494019	4.118276

根据估计结果,拟合的模型为:

$$\ln w = 3.806 + 0.120s + 0.045expr + 0.175smsa + \hat{\varepsilon} \quad (8.3)$$

(3):使用北方样本(rns == 0)估计:

```
reg lnw s expr tenure smsa if !rns, r
```

```
Linear regression
Number of obs      =      554
F(4, 549)          =     59.45
Prob > F           =     0.0000
R-squared           =     0.3127
Root MSE            =     .34356
```

lnw	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
s	.0944787	.0072808	12.98	0.000	.080177	.1087804
expr	.0358675	.0073509	4.88	0.000	.0214281	.0503068
tenure	.0455117	.0088423	5.15	0.000	.0281429	.0628806
smsa	.1199364	.034029	3.52	0.000	.0530934	.1867794
_cons	4.214014	.103448	40.74	0.000	4.010812	4.417217

根据估计结果,拟合的模型为:

$$\ln w = 4.021 + 0.094s + 0.036expr + 0.120smsa + \hat{\varepsilon} \quad (8.4)$$

(4):比较

三个模型的估计量标准误如下,如表8.1:

还可以把这个画出来,如图8.1:

从图中可以很容易看出全样本估计的模型各个参数的标准误都较子样本的小。这是当样本量增加时,样本更加接近总体,对参数的估计自然更加准确,标准误会更小。

绘图代码:

```
clear
input str10 var sd1 sd2 sd3
```



表 8.1: 三个模型的估计量标准误

估计参数	全样本	北方样本	南方样本
s	0.0062	0.0073	0.0120
expr	0.0066	0.0074	0.0143
tenure	0.0081	0.0088	0.0178
smsa	0.0277	0.0340	0.0497
_cons	0.0861	0.1034	0.1583

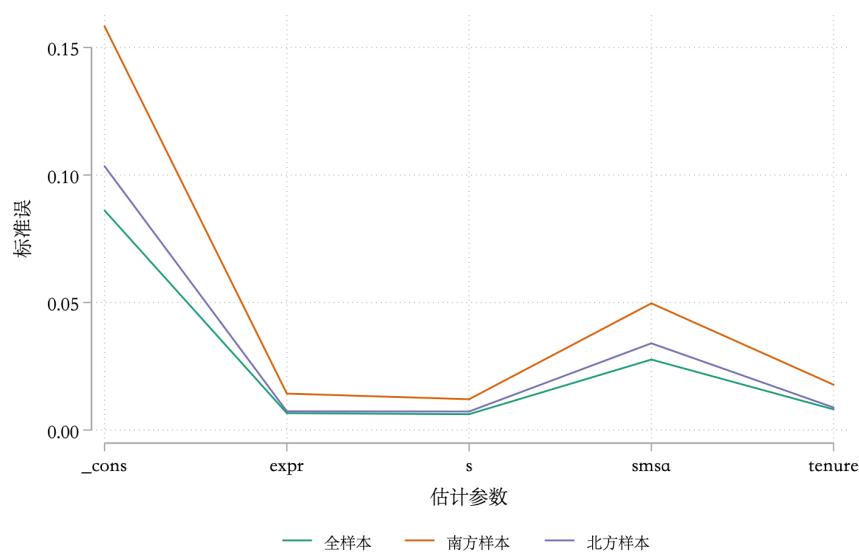


图 8.1: 模型比较

```

"s" 0.0062 0.0073 0.0120
"expr" 0.0066 0.0074 0.0143
"tenure" 0.0081 0.0088 0.0178
"smsa" 0.0277 0.0340 0.0497
"_cons" 0.0861 0.1034 0.1583
end
reshape long sd, i(var) j(m)
encode var, gen(varlab) lab(var)
* colorscheme是一个选择配色的命令, 安装方法: net install colorscheme.pkg,
  from("https://github.com/matthieu Gomez/stata-colorscheme/raw/master/")
* 详细介绍可以参考我的这篇博客: https://www.czxa.top/posts/16049/
colorscheme 3, palette(Dark2)
ret list
tw ///
line sd varlab if m == 1, lp(solid) lc(`r(color1)') || ///
line sd varlab if m == 2, lp(solid) lc(`r(color2)') || ///
line sd varlab if m == 3, lp(solid) lc(`r(color3)') ||, ///
xlab(, val labsize(*1.2)) ylab(, format(%6.2f) labsize(*1.2)) ///
xti("估计参数") yti("标准误") ///
leg(order(1 "全样本" 2 "北方样本" 3 "南方样本") pos(6) row(1))
gr export "6_5模型比较.png", replace

```

另外一种办法是把标准误存储起来使用:

```

cuse grilic, clear web
ren lw lnw
reg lnw s expr tenure smsa, r
ret list
mat list r(table)
mat m1 = r(table)
mat list m1

reg lnw s expr tenure smsa if rns, r
mat m2 = r(table)

reg lnw s expr tenure smsa if !rns, r
mat m3 = r(table)

mat list m1
mat list m2
mat list m3

clear
gen var = ""
gen sd1 = .
gen sd2 = .
gen sd3 = .
set obs 5

```

```

di m1[1,1]
forval i = 1/`=_N'{
    replace sd1 = m1[2, `i'] in `i'
    replace sd2 = m2[2, `i'] in `i'
    replace sd3 = m3[2, `i'] in `i'
}

local k = 1
foreach j in "s" "expr" "tenure" "smsa" "_cons"{
    replace var = "`j'" in `k'
    local ++k
}
reshape long sd, i(var) j(m)
encode var, gen(varlab) lab(var)
colorscheme 3, palette(Dark2)
ret list
tw ///
line sd varlab if m == 1, lp(solid) lc("`r(color1)'") || ///
line sd varlab if m == 2, lp(solid) lc("`r(color2)'") || ///
line sd varlab if m == 3, lp(solid) lc("`r(color3)'") ||, ///
xlab(, val labszie(*1.2)) ylab(, format(%6.2f) labszie(*1.2)) ///
xti("估计参数") yti("标准误") ///
leg(order(1 "全样本" 2 "南方样本" 3 "北方样本") pos(6) row(1))
gr export "6_5模型比较.png", replace

```

## 8.2 习题 6.6

**【题目】:**房屋的价格如何决定? 一种理论认为, 房价由房屋的性能决定, 成为“特征价格法”。数据集 **hprice2a.dta** 包含了美国波士顿 506 个社区的房屋中位数价格的横截面数据。考虑以下特征价格回归:

$$lprice_i = \beta_1 + \beta_2 lnox_i + \beta_3 ldist_i + \beta_4 rooms_i + \beta_5 stratio_i + \varepsilon_i \quad (8.5)$$

其中,  $lprice$  为房价的对数,  $lnox$  为空气污染程度的对数,  $ldist$  为社区到就业中心距离的对数,  $rooms$  为房屋的平均房间数,  $stratio$  为社区学校的学生\-\教师比例, 下标  $i$  表示社区  $i$ 。

(1) 使用普通标准误进行回归, 并评论解释变量系数的符号、统计显著性及经济意义。(2) 使用稳健标准误进行回归, 稳健标准误和普通标准误差差别大么?(3) 使用稳健标准误, 以 5% 的显著性水平, 检验  $H_0 : \beta_3 = \beta_5$ 。(4) 使用稳健标准误, 以 5% 的显著性水平, 检验  $H_0 : \beta_4 = 0.31$  与  $H_0 : \beta_4 = 0.30$ 。

### 【解答】

(1): 普通标准误回归



```
cuse hprice2a, clear web
gen ldist = ln(dist)
reg lprice lnox ldist rooms stratio
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	506
Model	49.3987735	4	12.3496934	F(4, 501)	=	175.86
Residual	35.1834974	501	.070226542	Prob > F	=	0.0000
Total	84.5822709	505	.167489645	R-squared	=	0.5840

lprice	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnox	-.95354	.1167418	-8.17	0.000	-1.182904 -.7241762
ldist	-.1343401	.0431032	-3.12	0.002	-.2190255 -.0496548
rooms	.2545271	.0185303	13.74	0.000	.2181203 .2909338
stratio	-.0524512	.0058971	-8.89	0.000	-.0640373 -.0408651
_cons	11.08387	.3181115	34.84	0.000	10.45887 11.70886

1. lnox: 系数为负, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示空气污染程度每加剧 1%, 房价平均下跌 0.95%;
2. ldist: 系数为负, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示社区到就业中心的距离每增加 1%, 房价平均下跌 0.13%;
3. rooms: 系数为正, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示房屋的平均房间数增加 1, 房价平均上涨 25.45%;
4. stratio: 系数为负, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示社区学校的学生-教师比例每提高一个单位, 房价平均下跌 5.24%。

(2): 稳健标准误的回归

```
reg lprice lnox ldist rooms stratio , r
```

Linear regression	Number of obs	=	506
F(4, 501)	=	146.27	
Prob > F	=	0.0000	
R-squared	=	0.5840	
Root MSE	=	.265	

lprice	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnox	-.95354	.1268006	-7.52	0.000	-1.202667	-.7044135
ldist	-.1343401	.0535287	-2.51	0.012	-.2395086	-.0291717
rooms	.2545271	.0247204	10.30	0.000	.2059586	.3030956
stratio	-.0524512	.0046082	-11.38	0.000	-.061505	-.0433974
_cons	11.08387	.3772952	29.38	0.000	10.34259	11.82514

显然差别不大。

(3): 5% 显著性水平, 检验  $\beta_3 = \beta_5$

```
test ldist = stratio
```



```
*> (1) ldist - stratio = 0
*>          F(1, 501) = 2.27
*>          Prob > F = 0.1322
```

p 值大于%5, 不显著, 因此无法拒绝原假设。

(4):5% 显著性水平, 检验  $\beta_4 = 0.31/0.30$

```
test rooms = 0.31

*> (1) rooms = .31
*>          F(1, 501) = 5.04
*>          Prob > F = 0.0253

test rooms = 0.30

*> (1) rooms = .3
*>          F(1, 501) = 3.38
*>          Prob > F = 0.0664
```

第一个检验的结果是拒绝原假设的, 第二个结果是无法拒绝原假设。

### 8.3 习题 7.2

**【题目】**房价的回归是否存在异方差? 继续考虑上题中的房价模型: 1. 以 5% 的置信度, 使用 BP 检验, 检验是否存在异方差(假设扰动项为 iid, 分别以拟合值  $\hat{y}$ )。2. 以 5% 的置信度, 使用怀特检验, 检验是否存在异方差。

**【解答】**

(1):BP 检验首先是以拟合值进行检验:

```
cuse hprice2a, clear web
gen ldist = ln(dist)
qui reg lprice lnox ldist rooms stratio
estat hettest, iid

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>          Ho: Constant variance
*>          Variables: fitted values of lprice
*>
*>          chi2(1)      =      37.57
*>          Prob > chi2  =      0.0000
```

然后再使用所有的解释变量进行检验:

```
estat hettest, iid rhs

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
```



```
*>          Ho: Constant variance
*>          Variables: lnox ldist rooms stratio
*>
*>          chi2(4)      =      69.87
*>          Prob > chi2  =      0.0000
```

两次检验的结果都强烈拒绝同方差的原假设,因为认为存在异方差。

(2):怀特检验

```
estat imtest, white

*> White's test for Ho: homoskedasticity
*>           against Ha: unrestricted heteroskedasticity

*>          chi2(14)      =      143.98
*>          Prob > chi2  =      0.0000

*> Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

*> -----
*>          Source |      chi2      df      p
*> -----
*> Heteroskedasticity |    143.98     14      0.0000
*> Skewness |        16.99      4      0.0019
*> Kurtosis |       11.30      1      0.0008
*> -----
*>          Total |     172.26     19      0.0000
*> -----
```

结果同样强烈拒绝同方差的原假设,认为存在异方差。

## 8.4 习题 7.3

**【题目】**恩格尔系数是否存在异方差?数据集**food.dta**包含有关每周食物开支(**food\_exp**)和周收入(**income**)的40个观测值。

1. 将 **food\_exp** 和 **income** 的散点图和线性拟合图画在一起。根据此图,是否可能存在异方差?此异方差和收入的关系是怎样的?
2. 将 **food\_exp** 对 **income** 进行回归。
3. 以 5% 的置信度,使用 BP 检验,检验是否存在异方差(iid 假设)。
4. 以 5% 的置信度,使用怀特检验,检验是否存在异方差。
5. 定义食物开支比例 **food\_share** = **food\_exp/income**,将 **food\_share** 与 **income** 的散点图与线性拟合图画在一起。从图上看,是否还存在异方差?
6. 将 **food\_share** 对 **income** 进行回归。
7. 5%、BP 检验、iid。



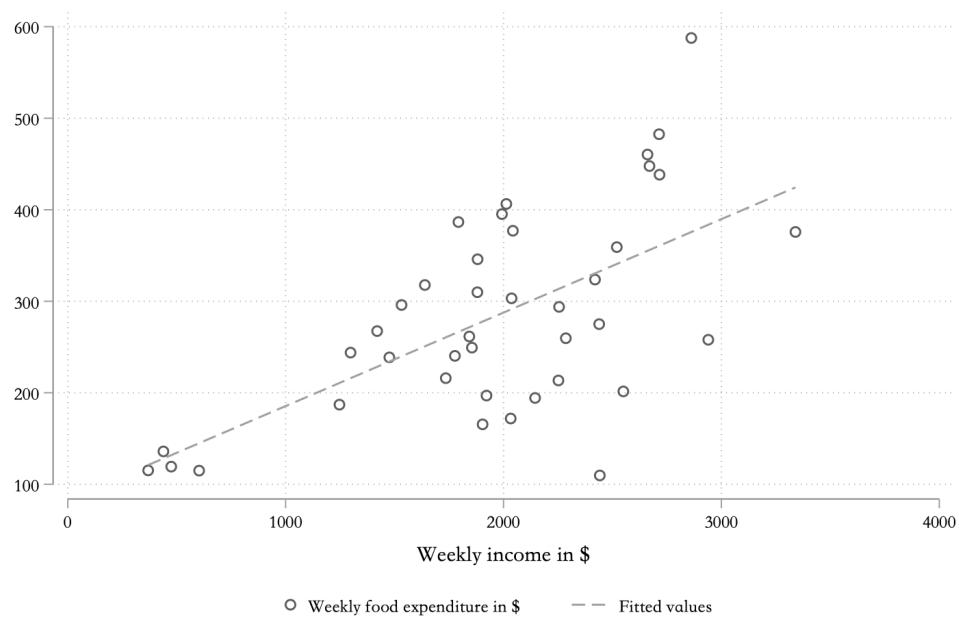


图 8.2: 恩格尔系数

8. 5%、怀特检验。

### 【解答】

(1):图表

```
cuse food, clear web
tw ///
sc food_exp income || ||
lfit food_exp income ||, ||
leg(pos(6) row(1))
gr export "7_3恩格尔系数1.png", replace
```

从图8.2可以看出,很可能存在异方差,并且收入越高方差越大。

(2):回归

```
reg food_exp income
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	40
Model	190626.976	1	190626.976	F(1, 38)	=	23.79
Residual	304505.177	38	8013.29412	Prob > F	=	0.0000
Total	495132.153	39	12695.6962	R-squared	=	0.3850
				Adj R-squared	=	0.3688
				Root MSE	=	89.517

food_exp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
income	.1020964	.0209326	4.88	0.000	.0597205 .1444723
_cons	83.41601	43.41016	1.92	0.062	-4.46327 171.2953

拟合的模型为:

$$food\_exp = 83.416 + 0.102income + \varepsilon \quad (8.6)$$

## (3):BP 检验

```
estat hettest, iid

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>      Ho: Constant variance
*>      Variables: fitted values of food_exp
*>      chi2(1)      =      7.38
*>      Prob > chi2  =  0.0066

estat hettest, iid rhs

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>      Ho: Constant variance
*>      Variables: income
*>      chi2(1)      =      7.38
*>      Prob > chi2  =  0.0066
```

两个 BP 检验的结果都强烈拒绝同方差的原假设,因此认为存在异方差。

## (4):怀特检验

```
estat imtest, white

*> White's test for Ho: homoskedasticity
*>      against Ha: unrestricted heteroskedasticity

*>      chi2(2)      =      7.56
*>      Prob > chi2  =  0.0229

*> Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

*> -----
*>      Source |      chi2      df      p
*> -----
*>      Heteroskedasticity |      7.56      2      0.0229
*>      Skewness |      0.13      1      0.7146
*>      Kurtosis |      0.00      1      0.9825
*> -----
*>      Total |      7.69      4      0.1036
*> -----
```

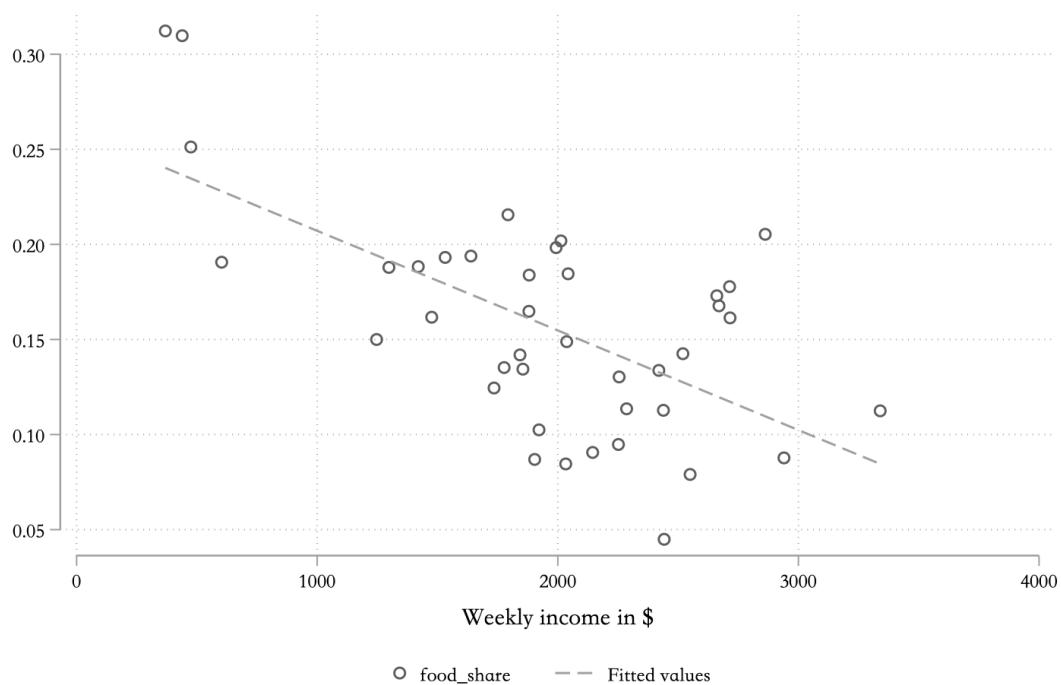
怀特检验的结果也强烈拒绝同方差的原假设,因此认为存在异方差。

## (5):food\_share &amp; income

```
gen food_share = food_exp / income
tw ///
sc food_share income || ///
lfit food_share income ||, ///
leg(pos(6) row(1)) ylab(, format(%6.2f))
```



```
gr export "7_3恩格尔系数2.png", replace
```



可以看出异方差现象不如刚刚那般明显了。

(6): 回归

```
reg food_share income
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	40
Model	.050217947	1	.050217947	F(1, 38)	=	24.39
Residual	.078224368	38	.002058536	Prob > F	=	0.0000
Total	.128442315	39	.003293393	R-squared	=	0.3910
				Adj R-squared	=	0.3749
				Root MSE	=	.04537

food_share	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
income	-.0000524	.0000106	-4.94	0.000	-.0000739 -.0000309
_cons	.2595986	.0220021	11.80	0.000	.2150576 .3041397

拟合的模型为：

$$food\_share = -5.24e^{-5}income + 0.26 + \varepsilon \quad (8.7)$$

(7): BP 检验

```
estat hettest, iid
```

```
*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*> Ho: Constant variance
*> Variables: fitted values of food_share
*>
```

```

*>          chi2(1)      =      0.08
*>          Prob > chi2  =  0.7748

estat hettest, iid rhs

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>           Ho: Constant variance
*>           Variables: income

*>          chi2(1)      =      0.08
*>          Prob > chi2  =  0.7748

```

两个 BP 检验的结果都无法拒绝同方差的原假设,因此不认为存在异方差。

#### (8): 怀特检验

```

estat imtest, white

*> White's test for Ho: homoskedasticity
*>           against Ha: unrestricted heteroskedasticity

*>          chi2(2)      =      2.60
*>          Prob > chi2  =  0.2722

*> Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

*> -----
*>          Source |      chi2      df      p
*> -----+-----+
*> Heteroskedasticity |      2.60      2      0.2722
*> Skewness |      0.37      1      0.5421
*> Kurtosis |      2.71      1      0.1000
*> -----+-----+
*>          Total |      5.68      4      0.2244
*> -----

```

怀特检验的结果无法拒绝同方差的原假设,因此不认为存在异方差。

## 8.5 习题 9.4

### 【题目】:

使用数据集**Growth.dta**考察贸易与增长的关系,该数据集的被解释变量为 65 个国家 1960——1995 年的平均增长率,而主要解释变量为 1960——1995 年的平均贸易开放度 (tradeshare)。

1. 将 growth 与 tradeshare 的散点图和线性拟合图画在一起。二者看起来是否有关系?
2. 有一个国家马耳他(Malta),其贸易开放度比其他国家高很多,在散点图上找出马耳他。它是否像极端值?

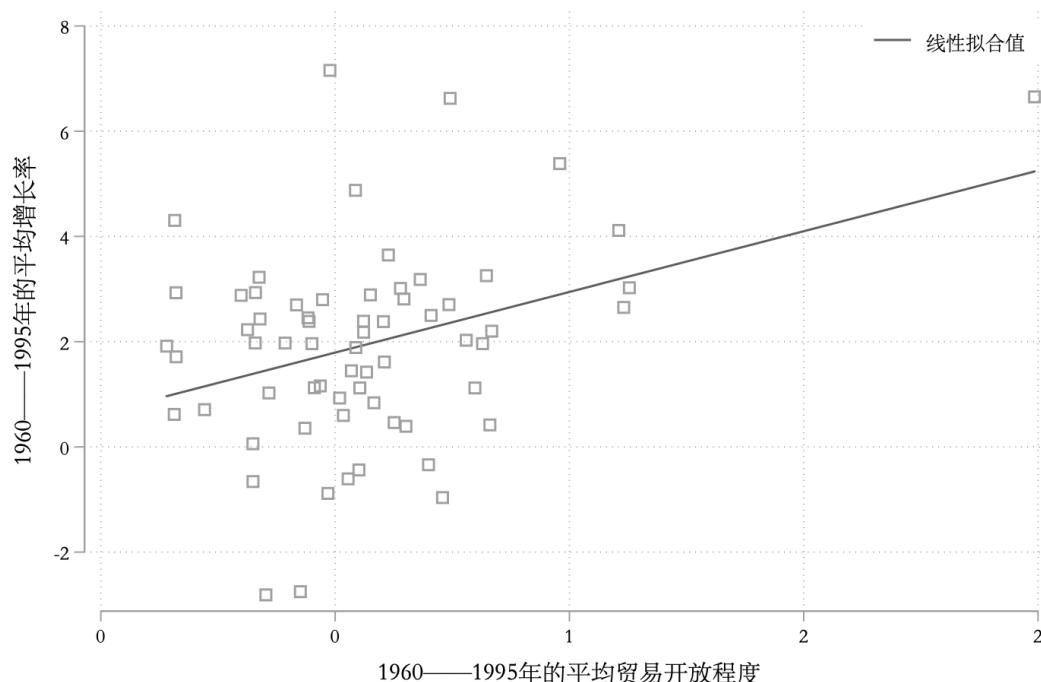


3. 使用全样本, 把 growth 对 tradeshare 进行回归, 该回归的斜率和截距的估计值分别是多少?
4. 计算每个观测值的影响力, 以及此影响力的最大值和平均值只比, 是否存在极端值?
5. 去掉马耳他重复上述回归, 并再次回答(3)中的问题。
6. 马耳他在哪? 马耳他的贸易开放度为什么这么高? 是否应该在本研究中去掉马耳他?
7. 把 growth 对 tradeshare, rgdp60 (1960 年的人均 GDP), yearsschool (1960 年的平均受教育年限), rev\_coups (1960 年-1995 年的年平均政变次数), 以及 assassinations (1960—1995 年的年平均政治暗杀次数) 进行回归。评论各变量系数的符号、统计显著性及经济意义。
8. 为什么把变量 r60 与 yearsschool 的取值定为起初的 1960 年?

**【解答】:**

(1): 散点图 & 线性拟合图

```
cuse growth, clear web
tw ///
lfit growth tradeshare || ///
sc growth tradeshare ||, ///
leg(order(1 "线性拟合值") pos(1) ring(0) row(1)) ///
xti("1960—1995年的平均贸易开放程度") ///
yti("1960—1995年的平均增长率") ///
xlab(, format(%6.0f))
gr export "9_4散点+线性拟合图.png", replace
```



显然, 贸易开放程度和经济增长之间存在正相关的关系。

(2): 马耳他

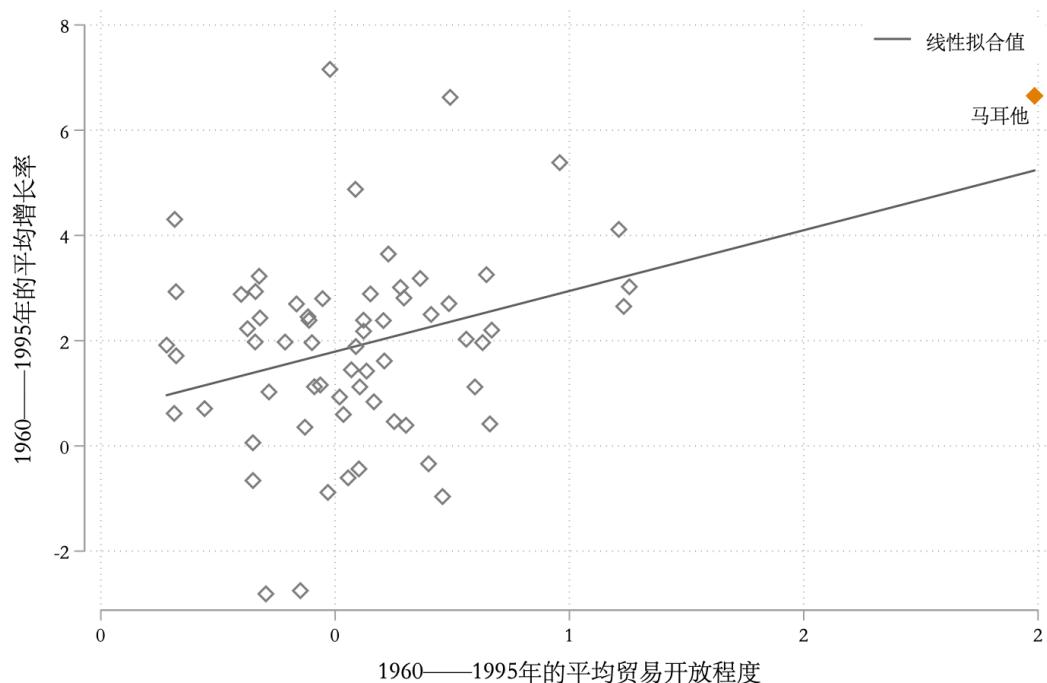
\* 预保存数据

```

preserve
keep if country_name == "Malta"
* 存储马耳他的数据
local y = growth[1]
local x = tradeshare[1]
di "x = " `x' " 而 y = " `y'
* 恢复数据
restore
* 可以看到local变量还在
di "x = " `x' " 而 y = " `y'

tw ///
lfit growth tradeshare || ///
scatteri `y' `x' (7) "马耳他", ms(D) mc("dkorange") || ///
sc growth tradeshare if country_name != "Malta" ||, ///
leg(order(1 "线性拟合值") pos(1) ring(0) row(1)) ///
xti("1960—1995年的平均贸易开放程度") ||
yti("1960—1995年的平均增长率") ||
xlab(, format(%6.0f))
gr export "9_4散点+线性拟合图+极端值.png", replace

```



可以看出,马耳他看起来很像极端值。

(3):全样本回归

```
reg growth tradeshare
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	65
Model	<b>28.4885066</b>	<b>1</b>	<b>28.4885066</b>	F(1, 63)	=	<b>8.89</b>
Residual	<b>201.851551</b>	<b>63</b>	<b>3.20399287</b>	Prob > F	=	<b>0.0041</b>
Total	<b>230.340057</b>	<b>64</b>	<b>3.59906339</b>	R-squared	=	<b>0.1237</b>

growth	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tradeshare	<b>2.306434</b>	<b>.773485</b>	<b>2.98</b>	<b>0.004</b>	<b>.7607473</b> <b>3.85212</b>
_cons	<b>.6402653</b>	<b>.4899767</b>	<b>1.31</b>	<b>0.196</b>	<b>-.3388749</b> <b>1.619405</b>

斜率为2.3064, 截距为0.6403。

(4):影响力

```
* 计算leverage
predict lev, lev
qui sum lev
di r(max)/r(mean)
```

计算的结果为 12.87, 经验规则表明, 这是相当大的, 因此认为存在极端值。

(5):去掉极端值的回归

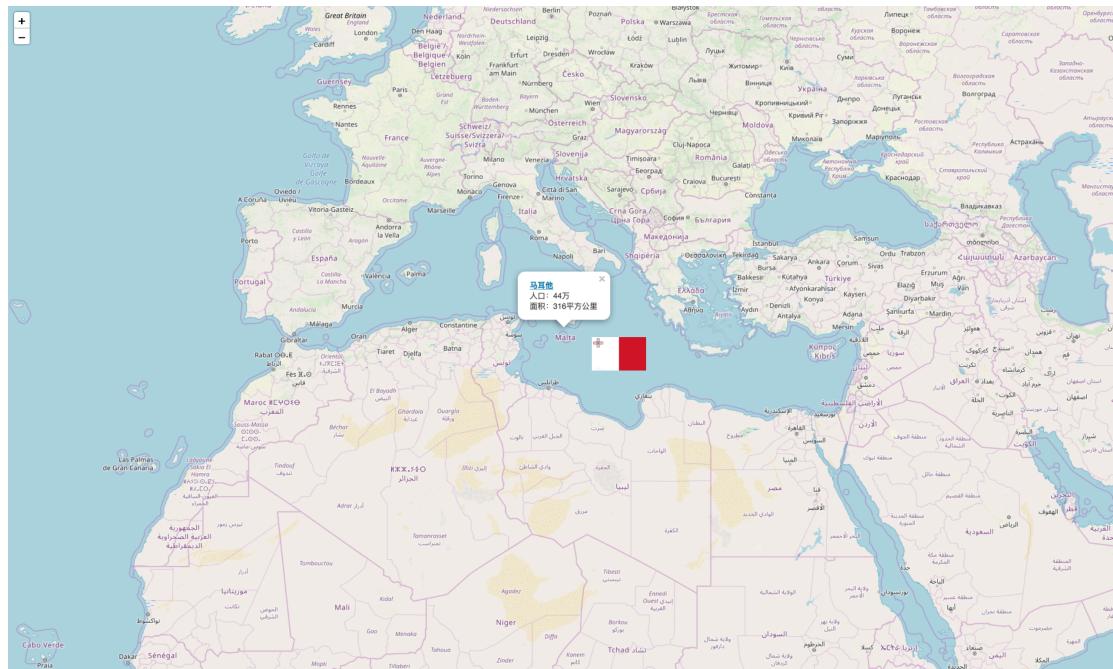
```
reg growth tradeshare if country_name != "Malta"
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	64
Model	<b>9.28031557</b>	<b>1</b>	<b>9.28031557</b>	F(1, 62)	=	<b>2.90</b>
Residual	<b>198.527844</b>	<b>62</b>	<b>3.20206201</b>	Prob > F	=	<b>0.0937</b>
Total	<b>207.80816</b>	<b>63</b>	<b>3.29854222</b>	R-squared	=	<b>0.0447</b>

growth	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tradeshare	<b>1.680905</b>	<b>.9873624</b>	<b>1.70</b>	<b>0.094</b>	<b>-.2928046</b> <b>3.654614</b>
_cons	<b>.9574107</b>	<b>.5803727</b>	<b>1.65</b>	<b>0.104</b>	<b>-.2027378</b> <b>2.117559</b>

此时斜率为 1.6809, 截距为 0.9574。(对比刚刚的(2.3064 和 0.6403))

(6): 马耳他马耳他是一个位于地中海中心的岛国。是一个高度发达的资本主义国家, 经济以服务业和金融业为主, 旅游业是马耳他主要的外汇来源。马耳他同 100 多个国家和地区有贸易关系, 欧盟是马耳他最重要的贸易伙伴。另外, 马耳他社会保障体系较为完备, 实行免费教育, 免费医疗及退休保险制。也就是地中海的这个位置:



绘图代码(R 语言 + leaflet):

```
library(leaflet)

Maltatag <- makeIcon(
  iconUrl = "malta.jpeg",
  iconWidth = 90, iconHeight = 55,
  iconAnchorX = 22, iconAnchorY = 94
)
content <- paste(sep = "<br/>",
  "<b><a href='https://baike.baidu.com/item/%E9%A9%AC%E8%80%  
B3%E4%BB%96'>马耳他</a></b>",
  " 人口: 44万",
  " 面积: 316 平方公里"
)

leaflet(width = "100%", height = "500px") %>%
  setView(lng = 14.31, lat = 35.53, zoom = 5) %>%
  addTiles() %>%
  addPopups(lng = 14.31, lat = 36.5, content) %>%
  addMarkers(lng = 17.31, lat = 32.5, icon = Maltatag)
```

由于马耳他是极端值且对估计结果影响较大,所以还是去掉比较好。

(7):完整模型的估计

```
reg growth tradeshare rgdp60 yearsschool rev_coups assasinations
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	65
Model	82.6634812	5	16.5326962	F(5, 59)	=	6.61
Residual	147.676576	59	2.50299281	Prob > F	=	0.0001
Total	230.340057	64	3.59906339	R-squared	=	0.3589
				Adj R-squared	=	0.3045
				Root MSE	=	1.5821

growth	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
tradeshare	1.561696	.7579475	2.06	0.044	.0450462 3.078345
rgdp60	-0.0004693	.0001482	-3.17	0.002	-.0007659 -.0001728
yearsschool	.5748461	.1393379	4.13	0.000	.2960316 .8536606
rev_coups	-2.157503	1.110292	-1.94	0.057	-4.379191 .0641853
assassinat~s	.3540784	.4773943	0.74	0.461	-.6011854 1.309342
_cons	.4897603	.6895996	0.71	0.480	-.8901254 1.869646

1. tradeshare: 符号为正, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示平均贸易开放程度每增加一个单位, 经济平均增长率平均上升 1.56%。
  2. rgdp60: 符号为负, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示 1960 年的人均 GDP 每增加一块钱, 经济平均增长率就平均下降 0.00047%。
  3. yearsschool: 符号为正, 在 5% 的显著性水平上显著, 表示 1960 年的平均受教育年限每增加 1 年, 经济平均增长率就平均上升 0.57%。
  4. rev\_coups: 符号为负, 在 10% 的显著性水平上显著, 表示 1960——1995 年间的年平均政变次数每增加一次, 经济平均增长率就平均下降 2.15%。
  5. assassinations: 符号为负, 但是很不显著, 因此没有意义。
- (8): 期初这样可以避免逆向因果的问题, 而且比较符合逻辑。

## 8.6 习题 9.5

【题目】: 美国的汽油需求函数是否稳定? 使用数据集 **gasoline.dta**, 估计美国 1953—2004 年的汽油需求函数(参见第八章):

$$lgasq_t = \beta_0 + \beta_1 lgasq_{t-1} + \beta_2 lincome_t + \beta_3 lgasp_t \quad (8.8)$$

$$+ \beta_4 lpnc_t + \beta_5 lpuc_t + \varepsilon_t \quad (8.9)$$

其中被解释变量 **lgasq** 为人均汽油消费量的对数, 解释变量 **lincome** 为人均收入对数, **lgasp** 为汽油价格指数的对数, **lpnc** 为新车价格指数的对数, **lpuc** 为二手车价格指数的对数。

1. 将 **lgasq** 与 **lgasp** 的时间趋势图画在一起。根据此图, 在 1953—2004 年期间, 美国的汽油需求函数是否曾出现结构变动?
2. 使用 OLS 估计方程(9.48)。
3. 使用 BP 检验与怀特检验, 检验是否存在异方差。
4. 使用 BG 检验与 Q 检验, 检验是否存在自相关。
5. 1973 年 10 月爆发石油危机, 可能引发汽油需求的结构变动。使用虚拟变量法, 检验

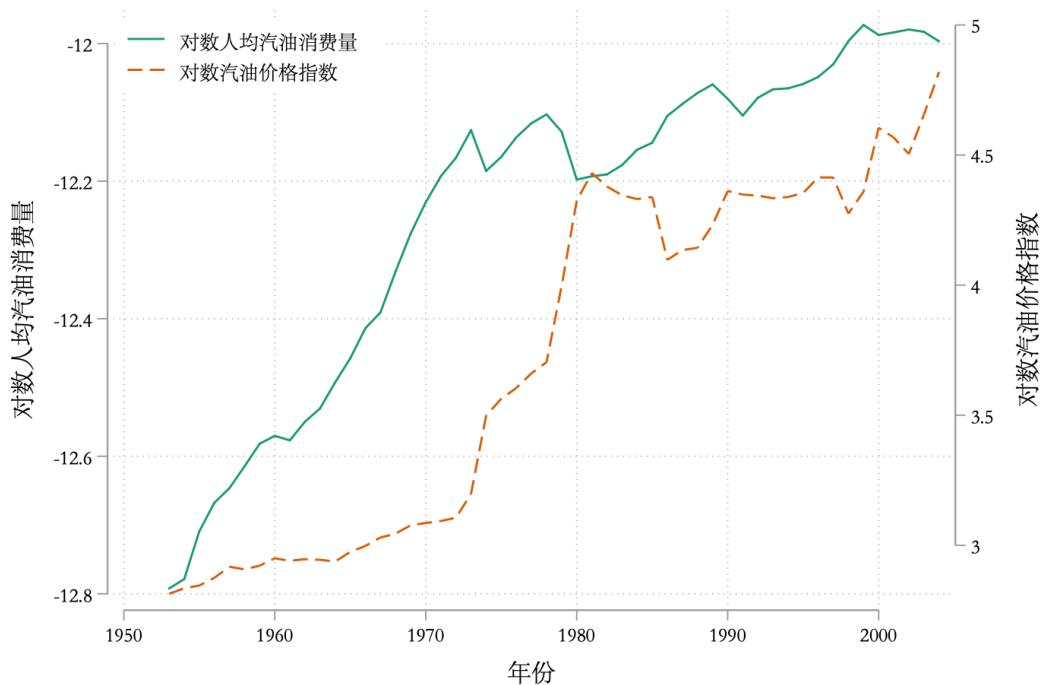
美国的汽油需求函数是否在 1974 年发生结构变动。根据(3)与(4)的检验结果决定是否应该使用稳健标准误。

**【解答】:**

(1):时间趋势图

```
cuse gasoline, clear web
* 使用调色板命令配色
colorscheme 3, palette(Dark2)
ret list
* "027 158 119" "217 095 002"
tw ///
line lgasq year, lc("027 158 119") yaxis(1) || ///
line lgasp year, lc("217 095 002") yaxis(2) ||, ///
leg(order(1 "对数人均汽油消费量" 2 "对数汽油价格指数") pos(10) ring(0)) ///
yti("对数人均汽油消费量", axis(1)) ||
yti("对数汽油价格指数", axis(2)) ||
xti("年份")

gr export "9_5趋势图.png", replace
```



(2):OLS 估计

```
reg lgasq l.lgasq lincome lgasp lpnc lpuc
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	51
Model	<b>2.59056415</b>	<b>5</b>	<b>.51811283</b>	F(5, 45)	=	<b>1830.77</b>
Residual	<b>.012735088</b>	<b>45</b>	<b>.000283002</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>
Total	<b>2.60329924</b>	<b>50</b>	<b>.052065985</b>	R-squared	=	<b>0.9951</b>
				Adj R-squared	=	<b>0.9946</b>
				Root MSE	=	<b>.01682</b>

lgasq	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lgasq L1.	<b>.8309713</b>	<b>.0457633</b>	<b>18.16</b>	<b>0.000</b>	<b>.7387994</b> <b>.9231433</b>
lincome	<b>.1640462</b>	<b>.0550263</b>	<b>2.98</b>	<b>0.005</b>	<b>.0532175</b> <b>.2748748</b>
lgasp	<b>-.0695317</b>	<b>.0147326</b>	<b>-4.72</b>	<b>0.000</b>	<b>-.0992047</b> <b>-.0398587</b>
lpnc	<b>-.1783946</b>	<b>.0551726</b>	<b>-3.23</b>	<b>0.002</b>	<b>-.2895179</b> <b>-.0672714</b>
lpuc	<b>.1270093</b>	<b>.0357704</b>	<b>3.55</b>	<b>0.001</b>	<b>.054964</b> <b>.1990546</b>
_cons	<b>-3.12318</b>	<b>.9958266</b>	<b>-3.14</b>	<b>0.003</b>	<b>-5.128878</b> <b>-1.117483</b>

拟合的模型为：

$$lgasq_t = -3.12 + 0.83lgasq_{t-1} + 0.16lincome_t + -0.07lgasp_t \quad (8.10)$$

$$- 0.18lpnc_t + 0.13lpuc_t + \varepsilon_t \quad (8.11)$$

### (3): 异方差检验

```
estat hettest, iid

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>      Ho: Constant variance
*>      Variables: fitted values of lgasq

*>      chi2(1)      =      0.31
*>      Prob > chi2  =      0.5788

estat hettest, iid rhs

*> Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
*>      Ho: Constant variance
*>      Variables: L.lgasq lincome lgasp lpnc lpuc
*>      chi2(5)      =      7.46
*>      Prob > chi2  =      0.1884

estat imtest, white

*> White's test for Ho: homoskedasticity
*>      against Ha: unrestricted heteroskedasticity
*>
*>      chi2(20)     =      33.20
```

```

*>          Prob > chi2 = 0.0321
*>
*> Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test
*>
*> -----
*>      Source |      chi2      df      p
*> -----
*> Heteroskedasticity | 33.20    20  0.0321
*>      Skewness | 9.58     5  0.0881
*>      Kurtosis | 0.61     1  0.4356
*> -----
*>      Total | 43.38    26  0.0176
*> -----

```

两种 BP 检验的结果表明无法拒绝同方差的原假设,而怀特检验表明拒绝同方差的原假设。考虑到两种检验的区别,所以结论是:不存在线性的异方差,但是存在非线性的异方差。

#### (4): 自相关检验

```

tsset year
*>      time variable: year, 1953 to 2004
*>              delta: 1 unit

qui reg lgasq l.lgasq lincome lgasp lpnc lpuc

* BG检验
estat bgo

*> Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
*>
*>      lags(p) |      chi2            df            Prob > chi2
*> -----
*>      1 | 0.545             1            0.4603
*>
*>              H0: no serial correlation

estat bgo, nom

*> Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
*>
*>      lags(p) |      chi2            df            Prob > chi2
*> -----
*>      1 | 1.361             1            0.2434
*>
*>              H0: no serial correlation

* Q检验

```



```

predict e1, r
*> (1 missing value generated)

wntestq e1

*> Portmanteau test for white noise
*> -----
*> Portmanteau (Q) statistic = 25.2413
*> Prob > chi2(23) = 0.3380

```

两种检验都无法拒绝无自相关的原假设。

(5): 检验结构变动

```

use gasoline, clear web
gen yearid = (year >= 1973)
gen interaction = yearid * lgasp
reg lgasq l.lgasq lincome lgasp lpnc lpuc yearid interaction, r

```

		Number of obs = 51				
		F(7, 43) = 2328.20				
		Prob > F = 0.0000				
		R-squared = 0.9967				
		Root MSE = .01421				

lgasq	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lgasq						
L1.	.4682407	.096862	4.83	0.000	.2728999	.6635815
lincome	.3143699	.0528124	5.95	0.000	.2078636	.4208762
lgasp	.5230541	.1386092	3.77	0.000	.243522	.8025862
lpnc	-.0353864	.0503548	-0.70	0.486	-.1369365	.0661638
lpuc	.0381906	.0297671	1.28	0.206	-.0218405	.0982217
yearid	1.934971	.42312	4.57	0.000	1.081668	2.788274
interaction	-.6175106	.1377708	-4.48	0.000	-.8953518	-.3396694
_cons	-11.08808	2.034093	-5.45	0.000	-15.19022	-6.985939

\* 另外再进行检验

```
test yearid interaction
```

```

*> ( 1) yearid = 0
*> ( 2) interaction = 0
*>      F( 2,     43) = 18.80
*>      Prob > F = 0.0000

```

由于存在异方差问题, 所以使用稳健的标准误。可以看出生成的虚拟变量和虚拟变量与汽油价格指数对数的交互项的系数都非常显著, 因此认为在 1973 年发生了结构变动。

## 8.7 习题 10.5

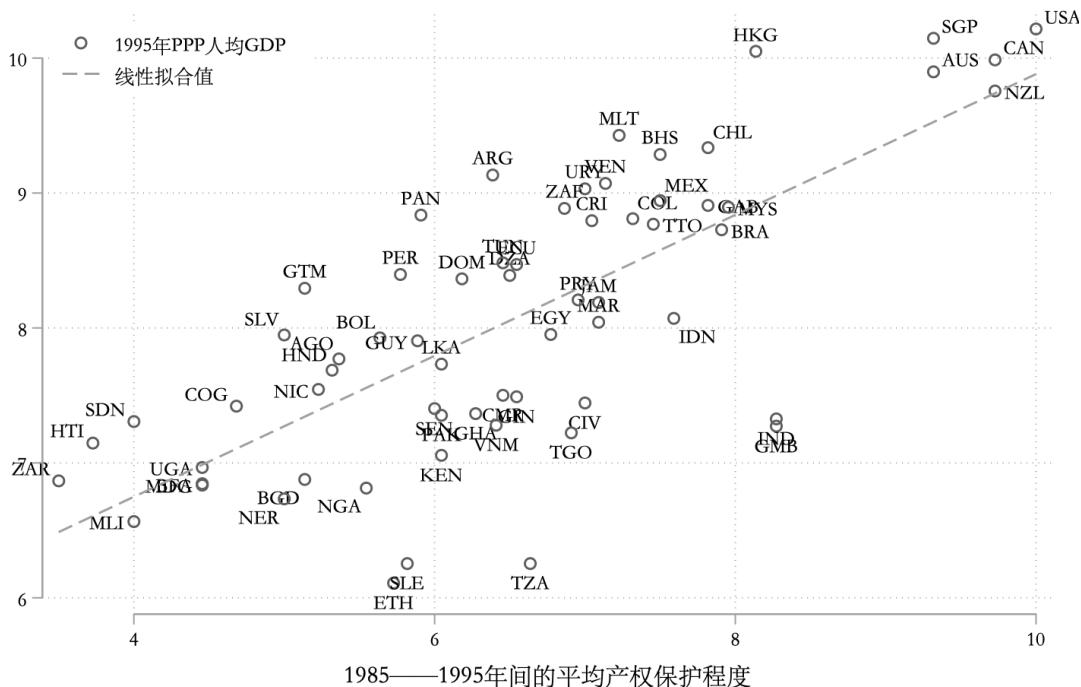
【题目】: 使用数据集`acemoglu.dta`。该数据集包含 64 个曾为欧洲殖民地的国家, 主要变量为`logpgp95`(1995 年人均 GDP, PPP), `avexpr`(1985——1995 年间的平均产权保护程度, 0 为最低, 10 为最高), `lat_abst`(首都纬度的绝对值/90), 以及`logem4`(殖民者死亡率的对数)。另外, 变量`shortnam`以三个字母表示每个国家的简称。

1. 为了直观地考察产权保护与经济发展的关系, 将`logpgp95`和`avexpr`的散点图和线性拟合图画在一起, 并为每个散点标注国家简称。
2. 为了使用稳健标准误, 把`logpgp95`对`avexpr`及`lat_abst`进行回归, 评论变量的符号、统计显著性及经济意义。
3. 由于`avexpr`可能为内生解释变量, 使用`logem4`作为`avexpr`的工具变量, 重新进行(2)回归。工具变量回归的结果与 OLS 有何不同?
4. `logem4`是否为弱工具变量?

【解答】:

(1): 散点图 + 线性拟合图 + 散点标签

```
cuse acemoglu, clear web
* 这里需要处理一下散点标签遮盖的问题
* ssc install egenmore
egen clock = mlabvpos(logpgp95 avexpr)
tw ///
sc logpgp95 avexpr, mlab(shortnam) mlabvpos(clock) || ///
lfit logpgp95 avexpr ||, ///
leg(order(1 "1995年PPP人均GDP" 2 "线性拟合值") pos(10) ring(0)) ||
xti("1985——1995年间的平均产权保护程度")
gr export "10_5散点图.png", replace
```

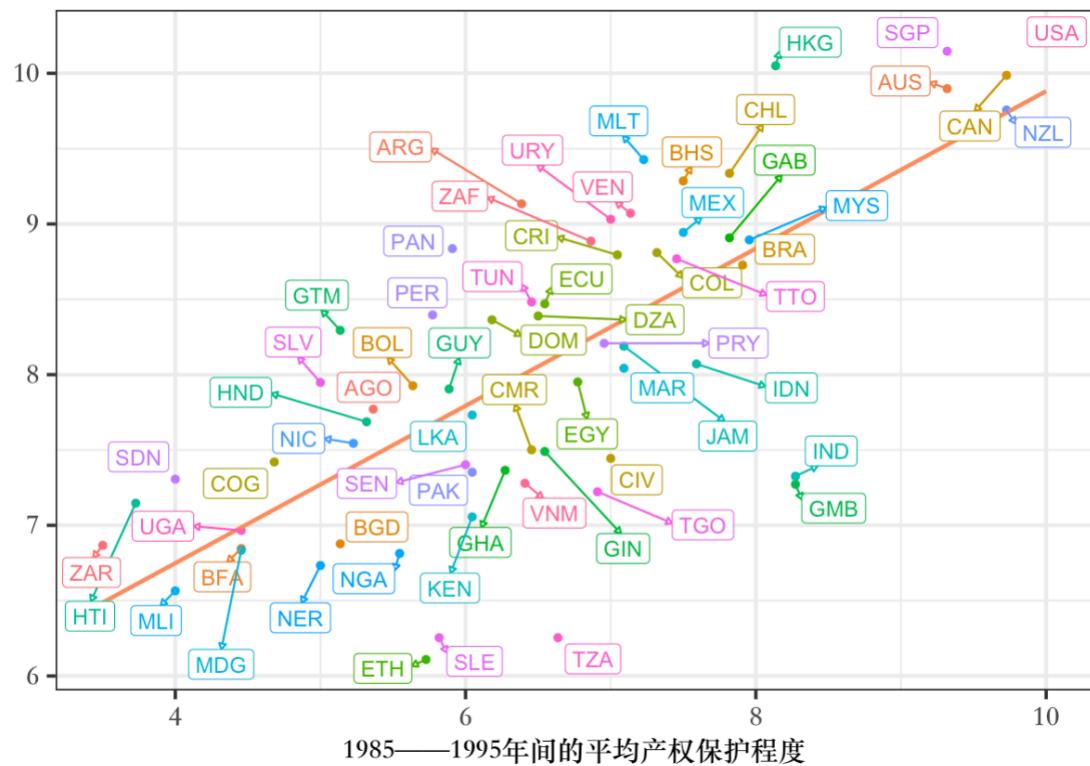


虽然还是不能完美的处理散点遮盖的问题,但是已经处理的相当不错了,如果你想追求完全没有任何散点遮盖,你可以逐个修改 `clock` 变量的某些值。不过 R 的 `ggplot2+ggrepel` 包能够完美的解决散点相互遮盖的问题。

```
# install.packages("RStata")
# 读取数据的方法一: 使用RStata包,
# 该包的详细使用可以参考: https://www.czxa.top/posts/13184/
library(RStata)
library(ggplot2)
library(ggrepel)
options("RStata.StataPath" = "/Applications/Stata/StataSE.app/Contents/
MacOS/stata-se")
options("RStata.StataVersion" = 15)
s <- stata("cuse acemoglu, clear web", data.out = T)

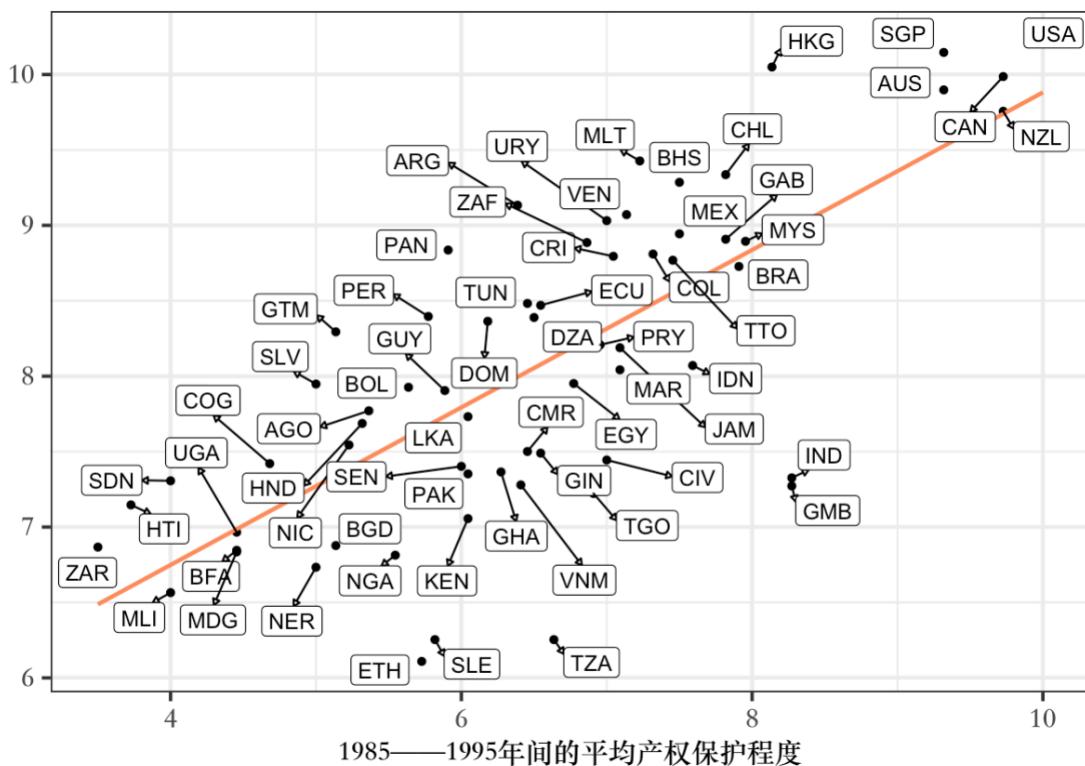
# 读取数据的方法二: 使用readstata13包直接读取dta文件,
# 之所以用这个包的原因是这个包读地最快。
library(readstata13)
s <- read.dta13("acemoglu.dta")
# 之所以为散点创建颜色映射, 是因为我闲的无聊
ggplot(data = s, aes(x = avexpr, y = logpgp95, colour = shortnam)) +
  geom_point() +
  geom_smooth(method = "lm", se = F, colour = "#fc8d62") +
  geom_label_repel(arrows = arrow(length = unit(0.01, "npc"),
type = "closed", ends = "first"),
force = 10,
aes(label = shortnam)) +
  labs(x = "1985—1995年间的平均产权保护程度") +
```

```
theme(axis.title.y = element_blank()) +
theme(legend.position = "none") +
theme(axis.title.x = element_text(size = 14))
```



取消颜色映射:

```
ggplot(data = s, aes(x = avexpr, y = logppg95)) +
  geom_point() +
  geom_smooth(method = "lm", se = F, colour = "#fc8d62") +
  geom_label_repel(arrows = arrow(length = unit(0.01, "npc")),
                  type = "closed", ends = "first"),
  force = 10,
  aes(label = shortnam)) +
  labs(x = "1985—1995年间的平均产权保护程度") +
  theme(axis.title.y = element_blank()) +
  theme(legend.position = "none") +
  theme(axis.title.x = element_text(size = 14))
```



(2):稳健回归

```
reg logppg95 avexpr lat_abst , r
```

Linear regression						
	Number of obs = 64					
	F(2, 61) = 64.91					
	Prob > F = 0.0000					
	R-squared = 0.5745					
	Root MSE = .69166					

logppg95	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
avexpr	.4678871	.0626811	7.46	0.000	.3425484	.5932257
lat_abst	1.576884	.6506046	2.42	0.018	.2759197	2.877848
_cons	4.728082	.3413732	13.85	0.000	4.045464	5.4107

1. avexpr: 符号为正, 表示 1985—1995 年间的平均产权保护程度每提高 1, 1995 年的 PPP 人均 GDP 平均提高 47%。
2. lat\_abst: 符号为正, 表示纬度每上升 1%, 1995 年的 PPP 人均 GDP 平均提高 1.57%。

(3):IV

```
ivregress 2sls logppg95 (avexpr = logem4) lat_abst , r
```

Instrumental variables (2SLS) regression  
Number of obs = 64  
Wald chi2(2) = 28.33  
Prob > chi2 = 0.0000  
R-squared = 0.1025  
Root MSE = .9807

logpgp95	Robust					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
avexpr	.995704	.2403256	4.14	0.000	.5246745	1.466734
lat_abst	-.6472071	1.227012	-0.53	0.598	-3.052107	1.757692
_cons	1.691814	1.447779	1.17	0.243	-1.145781	4.529409

Instrumented: avexpr

Instruments: lat\_abst logem4

IV 的回归结果中 avexpr 的系数变大, lat\_abst 的系数由正变负,但是不再显著。

(4):弱工具变量检验

```
estat first

*> First-stage regression summary statistics
*> -----
*>           |          Adjusted          Partial          Robust
*>     Variable |   R-sq.       R-sq.       R-sq.      F(1,61)  Prob > F
*> -----
*>     avexpr |  0.2960      0.2729      0.1767    9.52499  0.0030
*> -----
```

由于 F 统计量小于 10, 因此无法拒绝存在弱工具变量的原假设, 认为其是弱工具变量。

## 8.8 习题 10.6

**【题目】:**生育行为如何影响劳动力供给? 具体来说,如果妇女多生一位小孩,其劳动力供给将下降多少? 本题使用来自美国 1980 年人口普查的数据集 **fertility\\_small.dta** 进行估计。此数据集包含了美国 21~35 岁已婚且有两个或更多子女的妇女信息, 主要变量为 weeks(1979 年的工作周数), morekids(是否有两个以上小孩), 以及 samesex(头两个小孩是否性别相同)。

1. 把 weeks 对虚拟变量 morekids 进行回归。有两个以上小孩的妇女是否比有两个小孩的妇女工作更少? 少多少? 此效应是否在统计上显著?
2. 上面(1)的回归能否估计生育行为对劳动力供给的因果效应? 为什么?
3. 把 morekids 对 samesex 进行回归。如果头两个小孩的性别相同, 是否更可能生第三个小孩,此效应大么? 是否在统计上显著?
4. 在 weeks 对 morekids 的回归中,能否将 samesex 作为有效工具变量? 为什么?
5. samesex 是否为弱工具变量?

6. 以 samesex 为工具变量, 把 weeks 对 morekids 进行回归。生育行为对劳动力供给的效应有多大? 是否在统计上显著?

【解答】:

(1): OLS

```
cuse fertility_small, clear web
reg weeks morekids
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30,000
Model	254515.369	1	254515.369	F(1, 29998)	=	538.16
Residual	14187250.9	29,998	472.939893	Prob > F	=	0.0000
Total	14441766.3	29,999	481.408257	R-squared	=	0.0176
				Adj R-squared	=	0.0176
				Root MSE	=	21.747

weeks	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
morekids	-6.008217	.2589951	-23.20	0.000	-6.515858 -5.500575
_cons	21.4782	.1591503	134.96	0.000	21.16626 21.79014

从结果可以看出, 有两个以上小孩的妇女确实比只有两个孩子的妇女的工作时间更少, 在 5% 的显著性水平上显著, 平均每周少 6 个小时。

(2): 因果判断显然是不能的, 这里面存在逆向因果的问题, 也就是妇女可能会因为有闲暇时间而选择生孩子。

(3): 回归

```
reg morekids samesex
```

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30,000
Model	33.4852461	1	33.4852461	F(1, 29998)	=	143.15
Residual	7017.06195	29,998	.23391766	Prob > F	=	0.0000
Total	7050.5472	29,999	.235026074	R-squared	=	0.0047
				Adj R-squared	=	0.0047
				Root MSE	=	.48365

morekids	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
samesex	.0668197	.0055848	11.96	0.000	.0558732 .0777662
_cons	.3439785	.0039616	86.83	0.000	.3362137 .3517433

结果显著为正, 表明如果前两个孩子性别相同, 更可能生第三个孩子。但是效应不大。

(4): IV 从逻辑上分析 samesex 变量影响 morekids(相关性), 且 weeks 不会影响 samesex (外生性), 所以 samesex 是一个很好的工具变量。

(5): 弱工具变量的检验

```
ivregress 2sls weeks (morekids = samesex), r
```

Instrumental variables (2SLS) regression

Number of obs	=	<b>30,000</b>
Wald chi2(1)	=	2.58
Prob > chi2	=	0.1084
R-squared	=	0.0176
Root MSE	=	21.746

weeks	Robust					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
morekids	-6.033194	3.758162	-1.61	0.108	-13.39906	1.332668
_cons	21.48763	1.425247	15.08	0.000	18.6942	24.28107

Instrumented: morekids

Instruments: samesex

**estat first**

```
*> First-stage regression summary statistics
*> -----
*>           |          Adjusted          Partial          Robust
*>      Variable |   R-sq.       R-sq.       R-sq.   F(1,29998)   Prob > F
*> -----
*>      morekids |  0.0047     0.0047     0.0047    143.213    0.0000
*> -----
```

对工具变量的有效性检验表明,  $F > 10$ , 因此拒绝 samesex 是弱工具变量的原假设。

(6): IV

(5) 中的回归结果表明生育行为对劳动力的供给确实会存在影响, 具体来说, 生育超过两个孩子的妇女平均比只生育两个孩子的妇女每周少工作 6 个小时。结果并不显著的。

(7): 增加控制变量回归略; 结果发生了变化, 因为这些被遗漏的控制变量会对生育行为产生影响。

## 8.9 习题 12.3

【题目】: 数据集 munnell.dta 包含了美国 48 个州、1970—1986 年的年度数据。为了估计公共资本对经济增长的贡献, 使用此数据集进行以下回归:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{1,it} + \beta_2 \ln k_{2,it} + \dots \quad (8.12)$$

$$\beta_3 \ln labor_{it} + \beta_4 unemp_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (8.13)$$

其中,  $y$  为州产值(gross state product),  $k_1$  为公共资本,  $k_2$  为私人资本存量,  $labor$  为非农劳动力,  $unemp$  为州失业率(反映影响产出的经济周期因素)。面板变量为  $state$ , 时间变量为  $year$ 。

1. 进行混合回归, 评论  $\ln k_1$  的系数符号、显著性与经济意义。
2. 对随机效应模型进行 FGLS 估计。 $\ln k_1$  的系数符号与显著性是否有变化? 检验是否存在个体随机效应。

3. 对随机效应模型进行 MLE 估计。
4. 对固定效应模型进行组内估计。 $lnk_1$  的系数符号与显著性是否有变化?
5. 对固定效应进行 LSDV 估计, 检验是否存在个体固定效应。
6. 进行传统的豪斯曼检验。
7. 进行稳健的豪斯曼检验。
8. 在组内估计中, 加入时间趋势项。时间趋势项是否显著?
9. 在组内估计中, 加入时间虚拟变量, 估计双向固定效应模型。时间效应是否显著?
10. 计算一阶差分估计量。 $lnk_1$  的系数符号与显著性是否有变化?
11. 计算组间估计量。此估计量是否可信?

**【解答】:**

(1): 混合回归

```
cuse munnell, clear
xtset state year
reg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, vce(cluster state)
```

Linear regression	Number of obs = 816
	F(4, 47) = 2706.83
	Prob > F = 0.0000
	R-squared = 0.9926
	Root MSE = .0881

(Std. Err. adjusted for 48 clusters in state)

lny	Robust					[95% Conf. Interval]
	Coef.	Std. Err.	t	P> t		
lnk1	.155007	.0609054	2.55	0.014	.0324812	.2775328
lnk2	.3091902	.046834	6.60	0.000	.2149723	.403408
lnlabor	.5939349	.0695029	8.55	0.000	.4541131	.7337567
unemp	-.006733	.0031308	-2.15	0.037	-.0130314	-.0004346
_cons	1.643302	.247374	6.64	0.000	1.14565	2.140955

$lnk_1$  的系数为正, 在 5% 的显著性水平上显著。经济意义是公共资本每增加 1%, 州产值平均增加 0.155%。

(2): 随机效应 + FGLS

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, r theta
```

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	<b>816</b>		
Group variable: state	Number of groups	=	<b>48</b>		
R-sq:	Obs per group:				
within = <b>0.9412</b>	min =		<b>17</b>		
between = <b>0.9928</b>	avg =		<b>17.0</b>		
overall = <b>0.9917</b>	max =		<b>17</b>		
corr(u_i, X) = <b>0</b> (assumed)	Wald chi2(4)	=	<b>4408.64</b>		
theta = <b>.8888353</b>	Prob > chi2	=	<b>0.0000</b>		
(Std. Err. adjusted for 48 clusters in state)					
lny	Robust				
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnk1	<b>.0044388</b>	<b>.0553107</b>	<b>0.08</b>	<b>0.936</b>	<b>-.1039682</b> <b>.1128458</b>
lnk2	<b>.3105483</b>	<b>.044162</b>	<b>7.03</b>	<b>0.000</b>	<b>.2239923</b> <b>.3971043</b>
lnlabor	<b>.7296705</b>	<b>.0708825</b>	<b>10.29</b>	<b>0.000</b>	<b>.5907434</b> <b>.8685976</b>
unemp	<b>-.0061725</b>	<b>.0023631</b>	<b>-2.61</b>	<b>0.009</b>	<b>-.0108041</b> <b>-.0015409</b>
_cons	<b>2.135411</b>	<b>.2417872</b>	<b>8.83</b>	<b>0.000</b>	<b>1.661516</b> <b>2.609305</b>
sigma_u	<b>.0826905</b>				
sigma_e	<b>.03813705</b>				
rho	<b>.82460109</b> (fraction of variance due to u_i)				

此时不再显著。为了检验个体效应,下面进行 LM 检验:

```
xttest0

*> Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

*>      lny[state,t] = Xb + u[state] + e[state,t]

*>      Estimated results:
*>          |      Var      sd = sqrt(Var)
*>          +-----+
*>          lny |    1.04271    1.021132
*>          e |    .0014544    .0381371
*>          u |    .0068377    .0826905

*>      Test:  Var(u) = 0
*>                  chibar2(01) =  4134.96
*>                  Prob > chibar2 =  0.0000
```

结果强烈拒绝“不存在个体随机效应的假设”,即认为存在个体效应。

(3):随机效应 + MLE

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, mle nolog
```

```

Random-effects ML regression                               Number of obs      =     816
Group variable: state                                Number of groups   =      48

Random effects u_i ~ Gaussian                         Obs per group:
                                                       min =          17
                                                       avg =       17.0
                                                       max =       17

                                                LR chi2(4)      =  2412.91
Log likelihood =  1401.9041                          Prob > chi2     =  0.0000

```

lny	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnk1	.0031446	.0239185	0.13	0.895	-.0437348 .050024
lnk2	.309811	.020081	15.43	0.000	.270453 .349169
lnlabor	.7313372	.0256936	28.46	0.000	.6809787 .7816957
unemp	-.0061382	.0009143	-6.71	0.000	-.0079302 -.0043462
_cons	2.143865	.1376582	15.57	0.000	1.87406 2.413671
/sigma_u	.085162	.0090452			.0691573 .1048706
/sigma_e	.0380836	.0009735			.0362226 .0400402
rho	.8333481	.0304597			.7668537 .8861754

LR test of sigma\_u=0: chibar2(01) = 1149.84                          Prob >= chibar2 = 0.000

(4):固定效应 + 组内估计

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, fe r
```

```

Fixed-effects (within) regression                               Number of obs      =     816
Group variable: state                                Number of groups   =      48

R-sq:                                                 Obs per group:
    within  = 0.9413                                         min =          17
    between = 0.9921                                         avg =       17.0
    overall = 0.9910                                         max =       17

                                                F(4,47)      =  395.61
corr(u_i, Xb)  = 0.0608                          Prob > F     =  0.0000

```

(Std. Err. adjusted for 48 clusters in state)

lny	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnk1	-.0261493	.0611148	-0.43	0.671	-.1490964	.0967978
lnk2	.2920067	.0625495	4.67	0.000	.1661733	.4178401
lnlabor	.7681595	.0827326	9.28	0.000	.601723	.934596
unemp	-.0052977	.0025285	-2.10	0.042	-.0103844	-.0002111
_cons	2.352898	.314594	7.48	0.000	1.720017	2.98578
sigma_u	.09057293					
sigma_e	.03813705					
rho	.8494045				(fraction of variance due to u_i)	

lnk1 的符号变为负,同样不显著。

(5):固定效应 + LSDV

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp i.state, vce(cluster state)
```



\* 回归结果略

从估计结果中可以看出,基本所有州的估计系数都是显著的,因此可以放心拒绝“所有个体虚拟变量的系数都为 0”的原假设,即认为存在个体固定效应。

#### (6):传统的 Hausman 检验

```
qui xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, re
est store RE
qui xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, fe
est store FE
hausman FE RE, constant sigmamore
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) FE	(B) RE		
lnk1	-.0261493	.0044388	-.0305881	.0172815
lnk2	.2920067	.3105483	-.0185416	.0155955
lnlabor	.7681595	.7296705	.038489	.0170552
unemp	-.0052977	-.0061725	.0008747	.0004016
_cons	2.352898	2.135411	.2174875	.1138557

b = consistent under  $H_0$  and  $H_a$ ; obtained from xtreg  
 B = inconsistent under  $H_a$ , efficient under  $H_0$ ; obtained from xtreg

Test:  $H_0$ : difference in coefficients not systematic

```
chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
          =
          9.65
Prob>chi2 =
          0.0858
(V_b-V_B is not positive definite)
```

p 值为 0.0858, 虽然在 5% 的显著性水平上无法拒绝原假设 “ $H_0 u_i$  与解释变量不相关”,但是在 10% 的显著性水平上可以拒绝,认为应该使用固定效应而非随机效应模型。

#### (7):稳健的豪斯曼检验

```
qui xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, r
xtoverid

*> Test of overidentifying restrictions: fixed vs random effects
*> Cross-section time-series model: xtreg re robust cluster(state)
*> Sargan-Hansen statistic 19.333 Chi-sq(4) P-value = 0.0007
```

检验的结果是强烈拒绝随机效应的原假设。

#### (8):组内估计 + 时间趋势

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp year, fe r
```

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	<b>816</b>		
Group variable: state	Number of groups	=	<b>48</b>		
R-sq:	Obs per group:				
within = <b>0.9475</b>	min =	<b>17</b>			
between = <b>0.9883</b>	avg =	<b>17.0</b>			
overall = <b>0.9864</b>	max =	<b>17</b>			
	F(5, 47)	=	<b>383.39</b>		
corr(u_i, Xb) = <b>0.8393</b>	Prob > F	=	<b>0.0000</b>		
(Std. Err. adjusted for 48 clusters in state)					
lny	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnk1	<b>-.0283785</b>	<b>.0610049</b>	<b>-0.47</b>	<b>0.644</b>	<b>-.1511046</b> <b>.0943477</b>
lnk2	<b>.1434502</b>	<b>.0826932</b>	<b>1.73</b>	<b>0.089</b>	<b>-.0229069</b> <b>.3098074</b>
lnlabor	<b>.725201</b>	<b>.0840044</b>	<b>8.63</b>	<b>0.000</b>	<b>.5562061</b> <b>.894196</b>
unemp	<b>-.0076736</b>	<b>.0023959</b>	<b>-3.20</b>	<b>0.002</b>	<b>-.0124935</b> <b>-.0028537</b>
year	<b>.0070499</b>	<b>.0014881</b>	<b>4.74</b>	<b>0.000</b>	<b>.0040561</b> <b>.0100437</b>
_cons	<b>-9.686101</b>	<b>2.439071</b>	<b>-3.97</b>	<b>0.000</b>	<b>-14.59288</b> <b>-4.779322</b>
sigma_u	<b>.21134823</b>				
sigma_e	<b>.03608959</b>				
rho	<b>.97166754</b>	(fraction of variance due to u_i)			

时间趋势项是显著的。

(9):组内估计 + 时间虚拟变量

```

tab year, gen(year)
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp year2-year17, fe r
local cmd = ""
forval i = 2/17{
    local cmd "`cmd' year`i'"
}
di "`cmd'"
*> year2 year3 year4 year5 year6 year7 year8 year9 year10 year11 year12
   year13 year14 year15 year16 year17

test `cmd'

*> ( 1) year2 = 0
*> ( 2) year3 = 0
*> ( 3) year4 = 0
*> ( 4) year5 = 0
*> ( 5) year6 = 0
*> ( 6) year7 = 0
*> ( 7) year8 = 0
*> ( 8) year9 = 0
*> ( 9) year10 = 0
*> (10) year11 = 0
*> (11) year12 = 0

```

```

*> (12) year13 = 0
*> (13) year14 = 0
*> (14) year15 = 0
*> (15) year16 = 0
*> (16) year17 = 0
*>          F( 16,      47) =    28.90
*>          Prob > F =    0.0000

```

时间效应显著。

(10):FD

```

* net install st0039.pkg, from("http://www.stata-journal.com/software/sj3
-2/")
xtserial lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp year2-year17, output

```

*lnk1* 系数为负,不显著。

(11):组间估计量

```
xtreg lny lnk1 lnk2 lnlabor unemp, be
```

```

Fixed-effects (within) regression                               Number of obs     =      816
Group variable: state                                Number of groups =       48

R-sq:                                                 Obs per group:
    within = 0.9475                                         min =           17
    between = 0.9883                                       avg =        17.0
    overall = 0.9864                                       max =           17

                                                F(5, 47) =      383.39
corr(u_i, Xb) = 0.8393                                     Prob > F = 0.0000

```

(Std. Err. adjusted for 48 clusters in state)

lny	Robust					
	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnk1	-.0283785	.0610049	-0.47	0.644	-.1511046	.0943477
lnk2	.1434502	.0826932	1.73	0.089	-.0229069	.3098074
lnlabor	.725201	.0840044	8.63	0.000	.5562061	.894196
unemp	-.0076736	.0023959	-3.20	0.002	-.0124935	-.0028537
year	.0070499	.0014881	4.74	0.000	.0040561	.0100437
_cons	-9.686101	2.439071	-3.97	0.000	-14.59288	-4.779322
sigma_u	.21134823					
sigma_e	.03608959					
rho	.97166754	(fraction of variance due to u_i)				

由于豪斯曼检验选择了固定效应, 而组间估计量只在随机效应成立的情况下才是一致的, 所以其结果不可信。

## 参考文献

---

- BUTTERANDFLY, 2016. 在 windows 下使用 choco 作为包管理工具[EB/OL]. <https://www.jianshu.com/p/be19a2bebc48>.
- 程振兴, 2019a. CUSE: 构建自己的 Stata 数据集仓库[EB/OL]. <https://github.com/czxa/cuse>.
- 程振兴, 2019b. FINANCE: Stata 中的金融工具包[EB/OL]. <https://github.com/czxa/finance>.
- 程振兴, 2019c. stata2docx: 将 Stata 结果输出到 docx 文档中[M/OL]. <https://github.com/czxa/stata2docx>.
- 陈强, 2015. 计量经济学及 Stata 应用[M]. [出版地不详]: 高等教育出版社.
- BISCHOF D, 2015. Figure schemes for decent stata figures: plotplain and plottig[M/OL]. <http://danbischof.wordpress.com/publications/>.
- CHUNTAO LI Z Z, Yuan XUE, SI H, 2019. corr2docx – report pearson and spearman coefficient of correlation to formatted table in docx file[Z]. [S.l.: s.n.].
- GOMEZ M, 2019. stata-colorscheme: Stata command to generate color schemes[M/OL]. <https://github.com/matttieugomez/stata-colorscheme/>.
- HAGHISH E F, 2019. Github : a module for building, searching, installing, and managing stata packages from github [M/OL]. <https://github.com/haghish/github>.
- LI C, XUE Y, 2019a. reg2docx – report regression results to formatted table in docx file[Z]. [S.l.: s.n.].
- LI C, XUE Y, 2019b. sum2docx – report summary statistics to formatted table in docx file[Z]. [S.l.: s.n.].
- STATAcorp, 2017. Stata statistical software: Release 15[M/OL]. College Station, TX: StataCorp LLC. <https://www.stata.com>.

## 附录 计量经济学课程的得分分布！

---

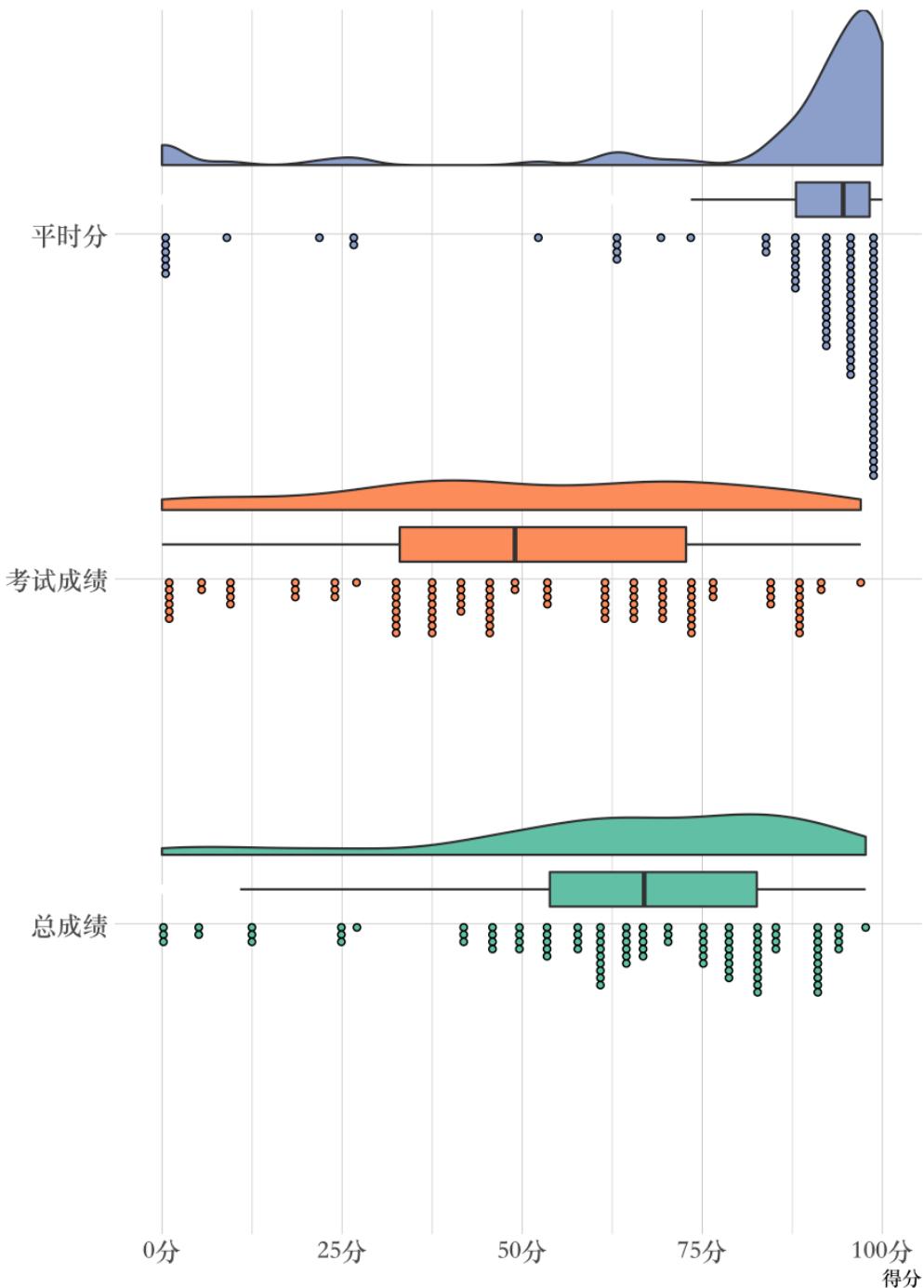
虽然计量的最终分数还没完全确定，我现在只有一个初稿，于是就画了幅 rainplot。

只有平时分、考试分、按照四六开计算的总分的变量的数据集可以在这里下载：[https://czxb.github.io/br/econometrix\\_score.csv](https://czxb.github.io/br/econometrix_score.csv)。

```
library(tidyverse)
library(gglayer)
df <- read_csv("econometrix_score.csv")
df %>%
  mutate(
    id = 1:nrow(df)
  ) %>%
  gather(homework, testscore, totalscore,
         key = "type", value = "score") %>%
  mutate(
    type = factor(type, levels = rev(c("homework", "testscore", "totalscore"))),
    labels = rev(c("平时分", "考试成绩", "总成绩")))
  ) %>%
  ggplot(aes(x = type, y = score, fill = type)) +
  geom_flat_violin(position = position_nudge(x = 0.2)) +
  geom_dotplot(binaxis = 'y',
               stackdir = 'down',
               dotsize = 0.3) +
  geom_boxplot(width = 0.1, position = position_nudge(x = 0.1),
               outlier.color = "white") +
  guides(fill = "none") +
  labs(y = "得分", title = "2018年秋计量经济学得分分布",
       subtitle = "程振兴", caption = "数据来源：瞎编瞎造\nhttps://www.czxa.top") +
  theme(axis.title.y = element_blank()) +
  scale_fill_brewer(palette = 'Set2') +
  scale_colour_brewer(palette = 'Set2') +
  scale_y_continuous(
    breaks = seq(0, 100, by = 25),
    labels = formattable::suffix(seq(0, 100, by = 25), "分"))
  ) +
  coord_flip()
```

## 2018年秋计量经济学得分分布

程振兴



数据来源：瞎编瞎造  
<https://www.czxa.top>

可见，我这个助教已经在平时分上尽力了！