第八卷

21世纪数量经济学

21SHIJI SHULIANG JINGJIXUE

○ 主　编　汪同三　王仁祥

○ 副主编　李富强　李金华

魏　龙　童恒庆

武汉理工大学出版社

WUTP　Wuhan University of Technology Press

21世纪
数量经济学

主　编：汪同三　王仁祥
副主编：李富强　李金华
　　龙　童恒庆

江苏工业学院图书馆
藏书章

第八卷

武汉理工大学出版社

图书在版编目(CIP)数据

21世纪数量经济学. 第8卷/汪同三，王仁祥主编. —武汉：武汉理工大学出版社，2008.4

ISBN 978-7-5629-2668-9

Ⅰ.2… Ⅱ.①汪… ②王… Ⅲ.数量经济学-文集 Ⅳ.F224.0-53

中国版本图书馆CIP数据核字(2008)第038772号

出版发行：武汉理工大学出版社

武汉市洪山区珞狮路122号 邮编：430070

http://www.techbook.com.cn

经 销 者：各地新华书店

印 刷 者：武汉中远印务有限公司

开　　本：787×1092 1/16

印　　张：25.75

字　　数：504千字

版　　次：2008年4月第1版

印　　次：2008年4月第1次印刷

印　　数：1000册

定　　价：55.00元

凡购本书，如有缺页、倒页、脱页等印装质量问题，请向出版社发行部调换。

本社购书热线电话：(027)87397097 87394412

社，

编审组名单

主　编：汪同三　王仁祥

副主编：李富强　李金华　魏龙　童恒庆

编审组组长：汪同三

成　　员：赵京兴　李金华　李富强　曹曼株　彭　战

前　言

本书是《21世纪数量经济学》系列丛书的第8卷。

中国数量经济学会2007年年会于5月19～20日在武汉理工大学召开，会议的主题是：数量经济学理论、方法与应用。中国社会科学院学部委员、中国数量经济学会理事长汪同三教授主持了年会；湖北省副省长李春明博士，湖北省科协主席樊明武院士，武汉理工大学校长周祖德教授到会祝贺本次年会的召开；来自全国部分高校、科研机构以及中国台港地区的350余名代表参加了会议。会议收到学术论文300余篇。

世界著名经济计量学家、诺贝尔经济学奖得主，美国加州大学圣迭戈校区Clive. J. Granger教授以"分位点回归的理论与方法"作了学术报告；联合国经济社会事务部发展政策与分析司司长Robter Vos先生，世界经济模型连接会议主席Peter Pauly教授也就相关问题发表了学术演讲；武汉理工大学童恒庆教授也就自己的研究领域做了大会发言。

台湾政治大学吴柏林教授、浙江工商大学许冰教授、武汉理工大学徐宏毅教授、华中科技大学王少中教授、北京大学苏良军博士等9位学者就微观计量经济学、非参数计量经济学以及经济计量方法与应用等作了专题学术报告。围绕年会主题，参会代表分成7个小组，即数量经济理论与方法，产业发展、产业效率、人力资本，区域经济、城市化、新农村建设，金融、保险、汇率、资本市场，宏观经济、经济增长，财税、居民生活、对外贸易，政府、技术创新及其他等进行了学术交流。60多位学者在分组讨论会上介绍了自己的最新研究成果。

本书所载论文是从本次年会参会论文中筛选出来的，共43篇文章，分为6个部分：理论与方法研究、宏观经济研究、增长与发展研究、对外经济研究、金融问题研究、企业与产业经济研究。我们认为，入选的这些论文均有较高的学术水平，具有较强的理论意义或实际意义，从一个侧面代表了中国数量经济学的研究现实。然而，由于篇幅限制，也有不少优秀的学术论文未能入选本书，在此我们只能表示遗憾和歉意。我们期盼从事数量经济教学、研究和实际应用的广大专家学者，关注数量经济学前沿问题和发展动向，潜心数量经济理论方法和中国现实经济问题的研究，为促进数量经济学的学科建设，推动数量经济学在中国传播与应用不断做出新的更大的贡献。

由于编者的编辑能力和学术水平所限，本书一定存在不少错误和疏漏，欢迎广大读者批评指正。

编　者

2007年11月

此为试读，需要完整PDF请访问：www.ertongbook.com

目　录

一　理论与方法研究

半参数计量经济联立模型的工具变量估计 …… 叶阿忠　李子奈/3
基于单个系数的 t 检验和 F 检验的一致性探讨 …… 彭定赟/10
协整检验的 DGP 识别 …… 王美今　余壮雄/16
Caner&Hansen 方法在协整检验中的应用研究 …… 刘汉中　王少平/27
检验 GARCH-t 模型中跳跃现象的有无 …… 史秀红　小林正人/35
模糊期望值检定及其在数量经济分析中的应用 …… 吴柏林　张曙光/44
基于 DIC 准则的 ASV 模型和 SV 模型的实证比较 …… 王泽锋　史代敏/61
时间序列高阶矩持续和协同持续性研究 …… 李松臣　张世英/70
方向弹性的定义及其一点应用 …… 高建国/80
经验、计量与实验：经济实证分析的基本形式与有效前提 …… 王国成/86

二　宏观经济研究

流动性条件对社会储蓄率的影响
——基于确定寿命模型的分析 …… 贺菊煌/97
我国实际产出序列的周期成分分解与周期波动的持久性度量
…… 刘金全　刘志刚　李庆华/108
中国金融脆弱性指数的合成及风险预警系统的建立
——基于因子分析和 Markov 区制转移模型的方法探讨
…… 陈守东　马　辉　王　晨/117
对货币替代中价值效应与网络效应的一种解析 …… 庞晓波　黄卫挺/127
基于 Cagan 模型的一般价格水平泡沫成分的识别分析 …… 崔　畅/135
人民币汇率与地区差距
——人民币国际化的视角 …… 徐奇渊　李　婧　刘力臻/142
西方预防性储蓄理论及其在中国的适用性 …… 郭香俊　杭　斌/153
论税收中性、税收公正与税收公平
——以数理推论为中心 …… 陈　为　欧阳葵/162
我国农村收入流动分析 …… 孙文凯　路江涌　白重恩/172

三　增长与发展研究

区域间劳动力迁移对经济增长和地区差距的影响 …… 许召元　李善同/187

农村劳动力迁移的条件期望工资理论 …… 郑 安 谌贻庆/198
进口的经济增长效应
——基于趋势突变的协整检验的分析 …… 王 静/204
FDI与中国经济增长:基于VAR模型的动态效应分析 …… 张晓峒 赵 娜/215
人口政策、人口生存周期与经济增长 …… 童光荣 李瑞艳/227
中国环境库兹涅茨曲线:基于空间面板数据的实证分析 …… 苏桔芳 胡日东/236
基于互动一致无监督异构神经网络的R&D与TFP贡献率测度
…… 田志康 童恒庆 刘 洋 徐 朝/244

四 对外经济研究

中国金融发展与全要素生产率的关联性
——基于面板数据GMM估计的实证检验 …… 赵振全 于 震 刘 森/255
收入差距与金融发展的实证研究 …… 喻 平 王仁祥/265
区域农村金融发展和农民收入增长理论和实证分析 …… 林玉伦 葛新权/275
浅谈现代利率期限结构理论及其应用 …… 田 萍 张屹山/282
Copula在基于M-CVaR的单期和多期投资模型中的应用研究
…… 贾知青 庄 菁/290
我国投资者情绪和股市收益影响关系的实证分析 …… 王朝晖/296
基于混合GARCH模型的中美证券市场有效性研究 …… 赵国庆 魏 军/305

五 金融问题研究

招标支付等价性及最优保留价博弈分析 …… 杨颖梅 王文举/313
实验研究:信息不对称和报酬方案对预算松弛的影响 …… 王建军 郑石桥/321
政府与税务人员委托-代理关系分析和激励机制设计 …… 李传志 叶民强/332
董事会参与、经营者机会主义行为与经营者激励契约设计
…… 李 斌 孙月静/340
资源与环境约束下的最优产业结构形成机制研究 …… 刘 强/349

六 企业与产业经济研究

区域工业竞争力评价与比较 …… 林秀梅 宋晓杰 郝 华 王 洋/367
中国三大增长极的外溢效应:一个区域层面的考证 …… 潘文卿/377
中国农村居民省际间消费结构差异分析 …… 王选选 刘娟英/386
安徽省区域经济增长趋同性研究 …… 杨桂元 高 艳/392
山东省经济增长与能源消费关系的实证研究 …… 艾明华/400

一

理论与方法研究

半参数计量经济联立模型的工具变量估计①

叶阿忠[1]　李子奈[2]

（1 福州大学管理学院；2 清华大学经济管理学院）

计量经济联立模型在经济政策制定、经济结构分析和经济预测方面起重要作用[1,2]。传统的线性或非线性计量经济联立模型[1,3,4]容易造成单方程的设定误差，致使联立方程的累积误差较大，不能很好地反映现实中的经济现象。目前非参数计量经济联立模型的估计理论已取得较大进展[5~9]，但已有的研究存在的局限性有两方面：一是假定经济变量的关系未知，而现实中的经济变量的关系是部分已知的；二是模型非参数回归函数估计趋于实际量的收敛速度慢。本文将非参数计量经济联立模型的局部线性工具变量估计理论[7]进行扩展，提出半参数计量经济联立模型的局部线性工具变量估计，并证明了参数分量估计的渐近正态性和一致性，且其收敛速度为 $n^{-\frac{1}{2}}$（与经典线性回归模型参数的收敛速度一致[3,10]），还证明了非参数分量估计（在内点处）的渐近正态性和一致性，它的收敛速度达到了非参数函数估计的最优收敛速度。研究表明：由于半参数模型中的部分解释变量与被解释变量的关系已知，所以，其参数分量和非参数分量估计的收敛速度都快于非参数模型估计的收敛速度，这与经典的半参数单方程回归模型的结论一致[11,12]。从而，本研究建立的半参数计量经济联立模型的工具变量估计理论有效地克服和弥补了已有的非参数计量经济联立模型估计理论的缺陷，使得联立模型的估计理论更具有实用价值。

一　半参数计量经济联立模型

设半参数计量经济联立模型的某结构式方程为

①基金项目：国家自然科学基金资助项目（70371025）；教育部人文社会科学研究资助项目（02JA790014）。

$$Y_i = \boldsymbol{X}_i\beta + \varphi(\boldsymbol{P}_i) + u_i \quad (i = 1,\cdots,n) \tag{1}$$

其中：β 是未知参数，$m(\cdot)$ 是未知函数，$(\boldsymbol{X}_1,\boldsymbol{P}_1,Y_1),\cdots,(\boldsymbol{X}_n,\boldsymbol{P}_n,Y_n)$ 是在 R^{d+1}（$d=d_x+d_p$）上取值的独立同分布的随机变量向量序列，u_i 是均值为零且相互独立的随机变量。假定解释变量向量 $\boldsymbol{X}_i=(X_{1i},\cdots,X_{d_xi})^{\mathrm{T}}$ 和 $\boldsymbol{P}_i=(P_{1i},\cdots,P_{d_pi})^{\mathrm{T}}$ 中某些变量是内生变量与随机误差项 u_i 相关，即

$$E(\boldsymbol{X}_iu_i)\neq 0, \quad E(\boldsymbol{P}_iu_i)\neq 0 \tag{2}$$

经典的半参数单方程回归模型假定解释变量与随机误差项不相关[11,12]，但在联立模型中该假定被破坏[1,3]，或是与被解释变量关系已知的解释变量 $\boldsymbol{X}_i=(X_{1i},\cdots,X_{d_xi})^{\mathrm{T}}$ 中有些变量与随机误差项相关，或是与被解释变量关系未知的解释变量 $\boldsymbol{P}_i=(P_{1i},\cdots,P_{d_pi})^{\mathrm{T}}$ 中有些变量与随机误差项相关。假定 $d_p\leqslant 3$，设非参数函数 m 及其一阶、二阶导数有界连续，其估计的最优收敛速度为 $n^{-\frac{2}{d_p+4}}$[13,14]（d_p 过大将会降低 m 估计的收敛速度）。设 $\boldsymbol{Z}_1,\cdots,\boldsymbol{Z}_n$ 是 R^{d+1} 上独立同分布的随机变量向量，其中：$\boldsymbol{Z}_i=(Z_{1i},\cdots,Z_{di})^{\mathrm{T}}$。假设 $E(\boldsymbol{Z}_iu_i)=0$，$E(\boldsymbol{Z}_iu_i\mid\boldsymbol{X}_i,\boldsymbol{P}_i)=0$，称 $\boldsymbol{Z}_i$ 为工具变量向量。

设 $f_P(\cdot)$ 是 $\boldsymbol{P}_i=(P_{1i},\cdots,P_{d_pi})^{\mathrm{T}}$ 的密度函数，$f_P(\boldsymbol{p})>0$ 有凸支撑 $\mathrm{supp}(f_P)\subset R^{d_p}$，$f_P$ 是有界连续函数，其一阶导数连续；$E(Z_{ji}\mid\boldsymbol{P}_i=\boldsymbol{p})$，$E((Z_{ji})^2\mid\boldsymbol{P}_i=\boldsymbol{p})$ 和 $E(Z_{ji}Z_{ki}(u_i)^2\mid\boldsymbol{P}_i=\boldsymbol{p})$ 有界连续；设 $K(\cdot)$ 是 d_p 维密度函数，令 $K_{h_n}(\boldsymbol{p})=h_n^{-d_p}K(h_n^{-1}\boldsymbol{p})$，称 K 为核函数，h_n 为窗宽，$K_{h_n}(\cdot)$ 为核权函数，假定核函数 K 有紧支撑

$$\mathrm{supp}(K)\subset\prod_{i=1}^{d_p}[-1,1]\subset R^{d_p}$$

且

$$K(\boldsymbol{p})\geqslant 0, \quad \int K(\boldsymbol{p})\mathrm{d}\boldsymbol{p}=1, \quad \int K(\boldsymbol{p})\boldsymbol{p}\mathrm{d}\boldsymbol{p}=0, \quad \int K(\boldsymbol{p})\boldsymbol{p}\boldsymbol{p}^{\mathrm{T}}\mathrm{d}\boldsymbol{p}=\mu_2(K)\boldsymbol{I}$$

其中：$\mu_2(K)\neq 0$，$\boldsymbol{I}$ 为单位阵。

定义 1 给定 $\boldsymbol{p}\in\mathrm{supp}(f_p)\subset R^{d_p}$ 和窗宽 h，记

$$\Theta_{p,h}=\{z:(\boldsymbol{p}+hz)\in\mathrm{supp}(f_p)\}\cap\mathrm{supp}(K)$$

若存在 $h_0>0$，使得当 $h\leqslant h_0$ 时，$\Theta_{p,h}=\mathrm{supp}(K)$，则称 $\boldsymbol{p}$ 为 $\mathrm{supp}(f_p)$ 的内点。否则称之为边界点。

二 参数分量的工具变量估计及其性质

建立非参数回归：

$$\varphi(\boldsymbol{P}_i)=m(\boldsymbol{Z}_{*i})+\varepsilon_i$$

此为试读，需要完整PDF请访问：www.ertongbook.com

其中 $\boldsymbol{Z}_{*i}=(Z_{d_x+1i},\cdots,Z_{di})^{\mathrm{T}}$，$m(\boldsymbol{Z}_{*i})=E[\varphi(\boldsymbol{P}_i)\mid\boldsymbol{Z}_{*i}]$，$E[\varepsilon_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}]=0$。

于是

$$Y_i=\boldsymbol{X}_i^{\mathrm{T}}\beta+m(\boldsymbol{Z}_{*i})+\nu_i$$

其中 $\nu_i=\varepsilon_i+u_i$。

显然

$$E[\nu_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}]=E[\varepsilon_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}]+E[u_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}]=0$$

定义 2 模型(1)中参数 β 的工具变量估计 $\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}$ 满足

$$\sum_{i=1}^{n}[Y_i-\hat{m}_1(\boldsymbol{Z}_{*i})-(X_i-\hat{\boldsymbol{m}}_2(\boldsymbol{Z}_{*i}))\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}]Z_{ji}=0,\quad j=1,\cdots,d_x \tag{3}$$

其中：$\hat{m}_1(\boldsymbol{z}_*)$ 和 $\hat{\boldsymbol{m}}_2(\boldsymbol{z}_*)$ 分别是 $E[Y_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}=\boldsymbol{z}_*]$ 和 $E[X_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}=\boldsymbol{z}_*]$ 的局部线性估计。

引理 1 当 $h_n=c\cdot n^{-\frac{1}{d_p+4}}$ 时，$\hat{m}_1(\boldsymbol{z}_*)$ 和 $\hat{\boldsymbol{m}}_2(\boldsymbol{z}_*)$ 分别是 $E[Y_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}=\boldsymbol{z}_*]$ 和 $E[X_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}=\boldsymbol{z}_*]$ 的一致估计且收敛速度都是 $n^{-\frac{2}{d_p+4}}\left(\frac{2}{d_p+4}>\frac{1}{4}\right)$。

引理 2(Chebychev 不等式) 设 X 为随机变量，则对于任意 $\varepsilon>0$，

$$P(\mid X-E(X)\mid\geqslant\varepsilon)\leqslant\mathrm{Var}(X)/\varepsilon^2$$

定理 1 当 $h_n=c\cdot n^{-\frac{1}{d_p+4}}$ 时

$$\sqrt{n}(\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}-\beta)\xrightarrow{L}N(0,(\Gamma^{\mathrm{T}}\Gamma)^{-1}\Gamma^{\mathrm{T}}V\Gamma(\Gamma^{\mathrm{T}}\Gamma)^{-1}) \tag{4}$$

其中：$\boldsymbol{V}=E[Q_i(\beta)Q_i(\beta)^{\mathrm{T}}]$，$Q_i(\beta)=\boldsymbol{Z}_{\#i}[Y_i-E(Y_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i})-(\boldsymbol{X}_i-E(\boldsymbol{X}_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}))\beta]$，$\boldsymbol{Z}_{\#i}=(Z_{1i},\cdots,Z_{d_xi})^{\mathrm{T}}$，$\Gamma=E[\boldsymbol{Z}_{\#i}(X_i-E(\boldsymbol{X}_i\mid\boldsymbol{Z}_{*i}))^{\mathrm{T}}]$。

证明 由引理 1 和文献[15]中定理 3 或文献[16]中定理 1 可推得。

注 1 由定理 1 可知，参数分量估计的收敛速度为 $n^{-\frac{1}{2}}$，与经典线性回归模型参数的收敛速度一致[3,10]。

推论 1 在定理 1 的条件下，

$$\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}\xrightarrow{p}\beta$$

证明 由定理 1 和引理 2 容易推得。

三 非参数分量的局部线性工具变量估计及其性质

定义 3 模型(1)中非参数函数 $\varphi(\cdot)$ 的局部线性工具变量估计为

$$\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p})=\boldsymbol{e}_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\Phi_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}) \tag{5}$$

其中，$\boldsymbol{Z}_* = (\boldsymbol{Z}_{*1}, \cdots, \boldsymbol{Z}_{*n})^{\mathrm{T}}$，$\boldsymbol{W}_p = \mathrm{diag}\{K_{h_n}(\boldsymbol{P}_1 - \boldsymbol{p}), \cdots, K_{h_n}(\boldsymbol{P}_n - \boldsymbol{p})\}$，$\boldsymbol{\Phi}_p = (\boldsymbol{P}_{p1}, \cdots, \boldsymbol{P}_{pn})^{\mathrm{T}}$，$\boldsymbol{P}_{pi} = (1, (\boldsymbol{P}_i - \boldsymbol{p})^{\mathrm{T}})^{\mathrm{T}}$，$\boldsymbol{Y} = [Y_1, \cdots, Y_n]^{\mathrm{T}}$，$\boldsymbol{X} = (\boldsymbol{X}_1^{\mathrm{T}}, \cdots, \boldsymbol{X}_n^{\mathrm{T}})^{\mathrm{T}}$。

从文献[7]的引理 3 可知，若 $\boldsymbol{p} \in \mathrm{supp}(f_p) \subset R^{d_p}$ 为内点，则

$$\boldsymbol{e}_1^{\mathrm{T}}(n^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1} = \boldsymbol{B}(\boldsymbol{p}) + o_p(\boldsymbol{i}) \tag{6}$$

其中：

$\boldsymbol{B}(\boldsymbol{p}) = (B_1(\boldsymbol{p}), \boldsymbol{B}_2(\boldsymbol{p}))$，$B_1(\boldsymbol{p}) = [A_{11}(\boldsymbol{p}) - \boldsymbol{A}_{12}(\boldsymbol{p})(\boldsymbol{A}_{22}(\boldsymbol{p}))^{-1}\boldsymbol{A}_{21}(\boldsymbol{p})]^{-1}$，

$\boldsymbol{B}_2(\boldsymbol{p}) = -(A_{11}(\boldsymbol{p}))^{-1}\boldsymbol{A}_{12}(\boldsymbol{p})[\boldsymbol{A}_{22}(\boldsymbol{p}) - \boldsymbol{A}_{21}(\boldsymbol{p})(A_{11}(\boldsymbol{p}))^{-1}\boldsymbol{A}_{12}(\boldsymbol{p})]^{-1}$，$A_{11}(\boldsymbol{p}) = f_P(\boldsymbol{p})g_0(\boldsymbol{p})$，

$\boldsymbol{A}_{12}(\boldsymbol{p}) = g_0(\boldsymbol{p})\boldsymbol{D}_{f_p}^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{p}) + f_P(\boldsymbol{p})\boldsymbol{D}_{g_0}^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{p})$，$\boldsymbol{A}_{21}(\boldsymbol{p}) = f_P(\boldsymbol{p})\boldsymbol{g}_1(\boldsymbol{p})$，

$\boldsymbol{A}_{22}(\boldsymbol{p}) = \boldsymbol{g}_1(\boldsymbol{p})\boldsymbol{D}_{f_p}^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{p}) + f_P(\boldsymbol{p})\boldsymbol{D}_{g1}^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{p})$，$[g_0(\boldsymbol{p}), (\boldsymbol{g}_1(\boldsymbol{p}))^{\mathrm{T}}]^{\mathrm{T}} = \boldsymbol{g}(\boldsymbol{p}) = E(\boldsymbol{Z}_{*i} \mid \boldsymbol{P}_i = \boldsymbol{p})$，$\boldsymbol{i}$ 是元素全为 1 的行向量。

记 $\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p};\beta) = \boldsymbol{e}_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p(\boldsymbol{Y} - \boldsymbol{X}\beta)$。

定理 2 设 $\boldsymbol{p} \in \mathrm{supp}(f_P) \subset R^{d_p}$ 为内点，则在条件 1 下，当 $h_n = c \cdot n^{-\frac{1}{d_p+4}}$ 时

$$n^{\frac{2}{d_p+4}}[\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p};\beta) - \varphi(\boldsymbol{p})] \xrightarrow{d} N\left(\frac{c^2}{2}\mu_2(K)a(\boldsymbol{p}), c^{-d_p}R(K)b(\boldsymbol{p})\right) \tag{7}$$

其中：$a(\boldsymbol{p}) = f_P(\boldsymbol{p})\mathrm{s}\{\boldsymbol{H}_m(\boldsymbol{p})\}\boldsymbol{B}(\boldsymbol{p})\boldsymbol{g}(\boldsymbol{p})$，$b(\boldsymbol{p}) = f_P(\boldsymbol{p})\boldsymbol{B}(\boldsymbol{p})\boldsymbol{F}(\boldsymbol{p})\boldsymbol{B}(\boldsymbol{p})^{\mathrm{T}}$，$\boldsymbol{F}(\boldsymbol{p}) = E(u_i^2\boldsymbol{Z}_{*i}\boldsymbol{Z}_{*i}^{\mathrm{T}} \mid \boldsymbol{P}_i = \boldsymbol{p})$，$\mathrm{s}\{\boldsymbol{H}_m(\boldsymbol{p})\}$ 为矩阵 $\boldsymbol{H}_m(\boldsymbol{p}) = \left[\frac{\partial^2 m(\boldsymbol{p})}{\partial p_i \partial p_j}\right]_{d_p \times d_p}$ 的所有元素之和。

证明 由文献[7]中定理 1 可推得。

引理 3 设 $\{X_n\}$ 是一个随机变量序列且 $X_n \xrightarrow{p} c$，设 $\{Y_n\}$ 是另一个随机变量序列且 $Y_n \xrightarrow{L} Y$，则

$$X_n + Y_n \xrightarrow{L} c + Y, \qquad X_n Y_n \xrightarrow{L} cY$$

证明 文献[3]Proposition 7.3(b)的特例。

定理 3 设 $\boldsymbol{p} \in \mathrm{supp}(f_P) \subset R^{d_p}$ 为内点，则当 $h_n = c \cdot n^{-\frac{1}{d_p+4}}$ 时

$$n^{\frac{2}{d_p+4}}[\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p}) - \varphi(\boldsymbol{p})] \xrightarrow{d} N\left(\frac{c^2}{2}\mu_2(K)a(\boldsymbol{p}), c^{-d_p}R(K)b(\boldsymbol{p})\right) \tag{8}$$

证明 因为

$$n^{\frac{2}{d_p+4}}[\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p}) - \varphi(\boldsymbol{p})]$$

$$= n^{\frac{2}{d_p+4}}[\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p};\beta) - \varphi(\boldsymbol{p})] - n^{\frac{2}{d_p+4}}\boldsymbol{e}_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{X}(\hat{\beta}_{\mathrm{IV}} - \beta)$$

由引理 1 可知

$$\boldsymbol{e}_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{X} \xrightarrow{p} E(\boldsymbol{X} \mid \boldsymbol{P} = \boldsymbol{p})$$

所以，应用引理 3 可推出

$$n^{\frac{1}{2}}e_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{X}(\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}-\beta)\xrightarrow{L}N(0,(E(\boldsymbol{X}\mid\boldsymbol{P}=\boldsymbol{p}))^2(\Gamma^{\mathrm{T}}\Gamma)^{-1}\Gamma^{\mathrm{T}}V\Gamma(\Gamma^{\mathrm{T}}\Gamma)^{-1})$$

再由 Chebychev 不等式(引理 2)可知

$$n^{\frac{2}{d_p+4}}e_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{X}(\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}-\beta)$$

$$=n^{\frac{2}{d_p+4}-\frac{1}{2}}\cdot n^{\frac{1}{2}}e_1^{\mathrm{T}}(\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{\Phi}_p)^{-1}\boldsymbol{Z}_*^{\mathrm{T}}\boldsymbol{W}_p\boldsymbol{X}(\hat{\beta}_{\mathrm{IV}}-\beta)\xrightarrow{p}\mathbf{0}$$

结合定理 2 再次应用引理 3 可知定理 3 成立。

注 2 由定理 2 可知,非参数分量估计的收敛速度为 $n^{-\frac{2}{d_p+4}}$(达到了估计非参数函数 m 的最优收敛速度[13,14]),快于非参数模型回归函数估计的收敛速度 $n^{-\frac{2}{d_p+d_x+4}}$。另外,参数分量估计的收敛速度为 $n^{-\frac{1}{2}}$,也快于非参数模型回归函数估计的收敛速度 $n^{-\frac{2}{d_p+d_x+4}}$。所以,半参数模型的参数分量和非参数分量估计的收敛速度都快于非参数模型回归函数估计的收敛速度。从而,半参数模型可有效地提高模型估计的收敛速度。

推论 2 在定理 3 的条件下

$$\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p})\xrightarrow{p}\varphi(\boldsymbol{p})$$

证明 由定理 3 和引理 2 容易推得。

由定理 3 可推得 $\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p})$的渐近均方误差为

$$AMSE(\boldsymbol{p},c)=\frac{1}{n^{\frac{4}{d_p+4}}}\left\{\left[\frac{c^2}{2}\mu_2(K)a(\boldsymbol{p})\right]^2+c^{-d_p}R(K)b(\boldsymbol{p})\right\}\tag{9}$$

进而得到 $\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p})$的渐近均方积分误差

$$AMSE(c)=\int AMSE(\boldsymbol{p},c)w(\boldsymbol{p})\mathrm{d}\boldsymbol{p}\tag{10}$$

其中:$w(\cdot)\geqslant 0$ 为某权重函数。

定理 4 在条件 1 下,使得 $\hat{\varphi}_{\mathrm{IV}}(\boldsymbol{p})$的渐近均方积分误差达最小的最优窗宽为

$$h_{opt}=\left[\frac{d_pR(K)B}{(\mu_2(K))^2A}\right]^{\frac{1}{d_p+4}}\cdot n^{-\frac{1}{d_p+4}}$$

其中:$A=\int a(\boldsymbol{p})^2w(\boldsymbol{p})\mathrm{d}\boldsymbol{p},\boldsymbol{B}=\int b(\boldsymbol{p})w(\boldsymbol{p})\mathrm{d}\boldsymbol{p}$。

证明 由式(9)和式(10)及文献[7]中引理 1 的证明可以获证。

四 结 语

本文的学术贡献在于将非参数计量经济联立模型的局部线性工具变量估计理论

推广到半参数的情形。提出半参数计量经济联立模型参数分量的工具变量估计和非参数分量的局部线性工具变量估计，证明了参数分量和非参数分量估计(在内点处)的渐近正态性和一致性，并得到它们的收敛速度。由于半参数模型参数分量和非参数分量估计的收敛速度都快于非参数模型估计的收敛速度，从而半参数模型有效地提高了模型估计的收敛速度。由于现实中的经济变量的关系是部分已知的，所以，本研究建立的半参数计量经济联立模型的工具变量估计理论不仅有效地克服和弥补了非参数计量经济联立模型估计收敛速度慢的缺陷，而且还使得联立模型的估计理论更具有实用价值。

参考文献

[1] 李子奈. 计量经济学——方法和应用[M]. 北京：清华大学出版社，1992
Li Zinai. Econometrics: Methods and Application [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 1992(in Chinese)

[2] 李子奈，叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京：清华大学出版社，2000
Li Zinai, Ye Azhong. Advance Econometrics [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2000 (in Chinese)

[3] James D. Hamilton. Time Series Analysis [M]. Princeton: Princeton University Press, 1994

[4] Robert S. Pindyck, Daniel L. Rubinfeld. Econometric Models and Economic Forecasts [M]. Chicago: Irwin Professional Pub., 1997

[5] Newey W K, Powell J L, Vella F. Nonparametric Estimation of Triangular Simultaneous Equations Models [J]. Econometrica, 1999, 67(3): 565～603

[6] 叶阿忠. 非参数计量经济学[M]. 天津：南开大学出版社，2003
Ye Azhong. Nonparametric Econometrics [M]. Tianjin: Nankai University Press, 2003(in Chinese)

[7] 叶阿忠，李子奈. 非参数计量经济联立模型的局部线性工具变量估计[J]. 清华大学学报自然科学版，2002, 42(6): 714～717
Ye Azhong, Li Zinai. Local Linear Estimation with Instrumental Variables for Non-parametric Simultaneous Equations Econometric Model[J]. Journal of Tsinghua University (Science and Technology), 2002, 42(6): 714～717(in Chinese)

[8] 叶阿忠. 非参数计量经济联立模型的局部线性广义矩估计[J]. 中国管理科学，2003, 11(2): 40～43
Ye Azhong. Local Linear Estimation by GMM for Non-parametric Simultaneous Equation Models in Econometrics [J]. Chinese Journal of Management Science, 2003, 11(2): 40～43 (in Chinese)

[9] 叶阿忠. 非参数计量经济联立模型的变窗宽估计理论[J]. 管理科学学报,2004,7(1):30～37
Ye Azhong. Theory of Variable Bandwidth Estimation for Non-parametric Simultaneous Equation Econometric Models [J]. Journal of Management Sciences in China,2004,7(1):30～37(in Chinese)

[10] Halbert White. Asymptotic Theory for Econometricians [M]. San Diego: Academic Press, 1984

[11] Pagan A, Ullah A. Nonparametric Econometrics [M]. UK: Cambridge University Press, 1999

[12] Horowitz J L. Semiparametric Methods in Econometrics [M]. NY, USA: Springer-Verleg, 1998

[13] Charles J S. Optimal Global Rates of Convergence for Non-parametric Regression [J]. Annals of Statist,1982,10:1040～1053

[14] Stone C J. Optimal Convergence Rates for Non-parametric Estimators [J]. Annals of Statist,1980,8:1348～1360

[15] Ariel Pakes, Steven Olley. A Limit Theorem for A Smooth Class of Semiparametric Estimators [J]. Journal of Econometrics,1995,65:295～332

[16] Park S. Semiparametric Instrumental Variables Estimation. Journal of Econometrics,2003, 112,381～399

基于单个系数的 t 检验和 F 检验的一致性探讨

彭定赟
（武汉理工大学经济学院）

一　问题的提出

在经济计量分析中，通过各种方法回归出模型之后，不要以为马上就可以放心使用了，而一系列的参数检验和模型修正是不可回避的工作（J. M. 伍德里奇，2003），系数的显著性检验就是其中重要的环节之一。在多变量回归分析中，对于 K 个解释变量和 n 组数据，面对如下模型(1)：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + u_t t = 1,2,\cdots,n \tag{1}$$

单个系数的显著性检验目前大多采用(2)式的 t 检验：

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{Se(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{Var(\hat{\beta}_j)}} \sim t(n-k-1) \tag{2}$$

而多个（g 个）系数以及全部斜率系数（$g=k$）的显著性检验都可采用(3)式和(4)式的 F 检验：

$$F = \frac{(S_R - S)/g}{S/(n-k-1)} \sim F(g,n-k-1) \tag{3}$$

$$F = \frac{(S_R - S)/k}{S/(n-k-1)} \sim F(k,n-k-1) \tag{4}$$

$$F = \frac{(S_R - S)}{S/(n-k-1)} \sim F(1,n-k-1) \tag{5}$$

因此，自然想到在多变量回归分析中，能否将所有系数的显著性检验都统一到 F 检验上来？即当 $g=1$ 时，(5)式的 F 检验和(2)式的 t 检验在相同的显著性水平 α 下，有相同的检验结论吗？换句话说，单个系数的显著性检验是否也能用 F 检验？这一疑问正是本文要探讨的问题。本文试图从理论和实证分析两方面证实单个系数的 t

此为试读，需要完整PDF请访问：www.ertongbook.com