华南农业大学学报(社会科学版)
2008年第4期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY No. 4 2008
(第7卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION) (Vol. 7)

我国农村基础设施投资对农民收入影响的实证分析

闫俊强, 李大胜

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)

摘 要: 面板单位根检验及面板协整检验方法可以克服我国农村基础设施投资宏观数据时间跨度小的不足,提高实证研究的可靠性。面板协整分析结果表明:我国各地区农民人均纯收入和人均基础设施资本存量以及非基础设施物质资本存量的面板序列均是非平稳的;三个变量之间存在长期协整关系,且农村基础设施投资对农民人均纯收入具有显著正效应。

关键词: 基础设施;农民收入;面板协整

中图分类号: F302.7 **文献标识码**: A **文章编号**:1672-0202(2008)04-0068-07

一、引言

国内外大量研究表明,基础设施投资有利于促进社会经济增长和居民收入提高。早在20世纪40年代,张培刚就把农村基础设施包括在基要生产函数中,并明确提出它们在农村工业化进程中处于"先行官"地位①。Antle根据47个发展中国家和19个发达国家1965年的农业总产出数据,采用总量生产函数法研究了交通运输和通讯基础设施对农业总产出的影响,得到基础设施的产出弹性是0.248[1]。1989年,Aschauer根据美国1949-1973年的时间序列数据,采用柯布—道格拉斯生产函数自然对数模型探讨基础设施在经济增长中的作用,得到基础设施的产出弹性为0.39[2];同年,Aschauer根据7个发达国家1966-1985年间的面板数据,采用柯布—道格拉斯生产函数自然对数差分模型,得到基础设施的产出弹性为0.34-0.39[3]。在促进居民收入增长方面,一系列实证研究证明了农村基础设施投资对农民收入存在显著正效应。樊胜根等利用1970-1997年的省级数据,采用联立方程模型,得到的结果显示:道路密度对农户非农工资收入的产出弹性系数为0.152[4]。李锐利用1980-2001年的数据,采用柯布—道格拉斯生产函数模型,得到我国农村公共基础设施固定资本存量对农户收入的产出弹性系数为0.465[5]。鞠晴江采用1996年的横截面数据进行分析,得到通讯设施、农村道路和教育三类不同基础设施对农民收入的弹性,分别为0.184、0.82、1.934[6]。在收入分配方面, Calderon 和 Chong 采用 GMM 动态方法进行面板回归,研究结果表明:基础设施投资对于减少社会收入分配差距有显著作用[7]。此外,有不少国外学者通过考察美国、肯尼亚、澳大利亚等国现状,指出加大基础设施投入能够显著降低农村生产成本、增加产出、减少贫困人口[8-10]。值得注意的是,Johnson曾多次[11]指出,中国农村基础

收稿日期:2008-07-23

作者简介:闫俊强(1978—),男,河南林州人,华南农业大学经济管理学院2007级博士研究生,安阳师范学院助教,主要研究方向为投资经济与项目管理.

① Paul N. Rosensten-Rodan(1943年)曾将基础设施称之为"社会先行资本"(Social Overhead Capital—SOC)。见杰拉尔德·迈耶等编《发展经济学的先驱》,1988年版,212~213页。

设施在发展农村非农产业、吸纳剩余劳动力、消除城乡差距中起着关键作用，政府在基础设施供给中的职责不可替代。

另一方面，也有一些研究表明，基础设施投资使有些贫困农户的状况恶化，至少其对经济增长和农民增收的效应不明显。Castro – Leal 根据对非洲国家的实证研究指出，医疗健康方面的基础设施投资很难使贫困农户受益[12]。世界发展报告(2004)也认为，发展中国家的基础设施投资，如道路、卫生饮用水、通讯等投资很难真正让贫困人口享受到实惠[13]。并且，有些为了促进经济增长的基础设施投资项目实际上造成了经济增长速度的降低[14]。

通过对国内外相关文献的回顾，可以发现，绝大多数的研究均集中分析基础设施投资的产出弹性方面，这些研究有利于深化我们对农村基础设施投资重要性的认识。在研究过程中，国外的学者分别采用了时间序列数据、(混合)横截面数据和面板数据；国内学者主要采用时间序列数据和横截面数据。但是，在对资本存量和农民收入进行时间序列分析时，有一个隐含的假设，即这些数据是平稳的，而真实世界中的时间序列数据往往是非平稳的。如果对非平稳数据直接进行普通最小二乘回归，将产生谬误回归。因此，本研究利用农村人均基础设施与非基础设施物质资本存量作为分析变量，采用面板单位根检验和面板协整检验方法来检验农村基础设施投资与农民收入之间的关系。

二、研究方法

(一)理论基础及模型

计算各种生产要素的产出弹性，一般利用柯布—道格拉斯生产函数，其基本估计形式是双对数模型：

$$lny_i = \alpha + \beta_i \sum_{i=1}^{n} lnD_i + \varepsilon_i \qquad (1)$$

其中，D 是包括资本、劳动力、技术进步等的一系列变量，系数 β_i 表示各要素的产出弹性。

由于地区之间发展速度不平衡，经济状况存在差异，如果对农民收入和基础设施投资的研究只考虑时间序列模型，则会忽略各个地区的个体差异；如果单纯考虑横截面数据则无法反映经济动态变化趋势，为克服以上两种缺点，采用面板数据模型对我国各地区的农民人均纯收入和基础设施投资进行实证研究①。面板数据模型的一般形式为：

$$y_{it} = a_{it} + \beta_{it} x_{it} + \mu_{it} (i = 1,2,\cdots\cdots,N; t = 1,2,\cdots\cdots,T) \qquad (2)$$

采用固定影响模型②，研究 2000 年到 2005 年全国大陆除西藏外的 30 个省、市、自治区农村人均基础设施资本存量对农村居民人均纯收入的影响。

农村固定资产投资可以分为两个部分：农村基础设施投资和非基础设施投资。基础设施投资

---

① 面板数据模型能够同时反映研究对象在时间和横截面单元两个方向上的变化规律及不同时间、不同单元的特性，综合利用样本信息使研究更加深入，同时可以减少多重共线性带来的影响。

② 面板数据模型有固定影响和随机影响之分。格林(Greene，2001)认为，当确信各个单位成员直接的差异可以被认为是回归系数的参数变动时，固定影响模型是合理的。也就是说，当数据中包含的截面单元是所研究总体的全部单位时，我们可以选取固定影响模型；反之，当截面成员随机取自一个大的总体时，固定影响模型只适用于所取的个体，不适于样本外的其他单位，这时就应该选用随机影响模型。

形成资本存量,直接作用于农村生产经营活动;非基础设施投资所形成的资本存量同样是农村经济社会发展所必需的。因此,我们把柯布—道格拉斯生产函数模型中的资本分为基础设施资本存量 G 和非基础设施资本存量 K。那么,在模型中,因变量为农村居民总收入,自变量则分别为农村基础设施、非基础设施物质资本存量和劳动力,即:$Y = F(G,K,L)$。如果采用人均数据,则可以消去劳动力变量,公式变形为:$y = f(g,k,1)$,因变量为农村居民人均纯收入,自变量简化为农村居民人均基础设施资本存量和农村居民非基础设施物质资本存量。

如果变量是单整阶相同的非平稳变量,即它们是(d,d)阶协整的,可以采用动态最小二乘法来估计农村基础设施投资对农民收入的影响,从而避免误差项的序列相关问题,进而得到协整系数的一致估计。

综上所述,在研究农村居民人均纯收入和基础设施以及非基础设施资本存量关系时,采用动态最小二乘法[15,16],构建固定影响变截距模型,具体形式如(3)式所示:

$$lny_{it} = \alpha + \gamma_{it} + \beta_1 lng_{it} + \beta_2 lnk_{it} + \sum_{s=1}^{d} \delta_s \Delta^s lng_{it-s} + \sum_{s=1}^{d} \eta_s \Delta^s lnk_{it-s} + \mu_{it}$$
$$(i = 1,2,\cdots\cdots,30;t = 2000,2001,\cdots\cdots2005) \quad (3)$$

其中,y 代表农民人均纯收入,γ_i 代表省(市、区)虚拟变量,g 代表人均基础设施资本存量,k 代表人均非基础设施物质资本存量;s 为滞后阶数,如果变量本身是平稳的,则 s 为 0;否则,若变量 lny、lng、lnk 为(d,d,d)阶协整,s 就滞后到 d。

(二)面板协整检验

计量经济模型一般是基于数据稳定性而建立的,如果宏观数据本身不稳定,那么回归模型的显著性检验就可能是误导的,而传统的 T 检验和 F 检验趋向于不拒绝任何关系的假设[17]。所以,首先必须进行平稳性检验,在平稳性检验的基础再进行变量的协整检验。因为非平稳的变量,只有他们的单整阶相同时,才有可能协整;如果它们的单整阶不相同,就不可能协整。当然,如果两个变量差分后是稳定的,那么这两个变量的线性组合可能协整。Engle and Granger 指出,当对变量 d 阶求积时,那么对(d-1)阶求积可能是协整的[18]。理论上可以采用修正的 ADF 单位根检验进行变量平稳性检验[19],采用 Engle-Granger 二步法进行协整关系检验。

上述方法有一个缺点:在对较短的时间序列进行检验时效果是比较低的。Averageron[20]、Pierse 和 Snell[21]指出以上检验对时间维度非常敏感。如果使用 Johansen 提出的方法进行多参数协整检验,滞后差分项选择是敏感的[22]。也就是说,在短的时间序列,Johansen 协整检验是不可靠的。为解决时间序列的协整检验小样本问题,可以进行面板单位根检验和面板协整检验。

在进行面板单位根检验时,为更加切合实际,本研究同时采用 IPS[23],Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验[24]。对于面板协整检验,采用 Pedroni[25,26]提出的面板模型中可考虑异方差情形的两种形式 7 个协整检验统计量。其中一种检验用联合组内尺度描述,包括 4 个统计量,分别是:Panel v-Statistic、Panel rho-Statistic、Panel PP-Statistic、Panel ADF-Statistic;另外一种检验用组间尺度来描述,包括 3 个统计量,分别是:Group rho-Statistic、Group PP-Statistic、Group ADF-Statistic。作为组平均面板协整统计量,在第一类四个检验中前三个使用非参数修正,第四个是基于 ADF 的参数检验,在第二类中前二个使用非参数修正,而第三个再一次用了 ADF 检验。

三、数据来源及处理

Chenery 和 Syquin 明确将社会产业部门分为两大部门:可交易部门和非可交易部门,前者包括初级产品部门和制造业,后者包括社会基础设施和服务业,其中社会基础设施包括建筑业,水、电和煤气业,运输和通讯业[27]。参考 Chenery 和 MSyquin 的界定,结合我国农村实际和数据的可获

得性，我们选取了三个指标：能源基础设施、交通运输基础设施、建筑基础实施，主要包括农村电力、乡村道路、通讯、灌溉设施等，具体行业包括农村电力燃气及水的生产和供应业、交通运输仓储和邮政业以及信息传输计算机服务和软件业①、水利建筑业；非基础设施包括的国民经济行业则是除以上三大行业外的其他行业。

在已经建立的模型中，涉及到的变量包括各地区农村居民人均纯收入、农村人均基础设施资本存量和农村人均非基础设施资本存量。其中，各地区农村居民人均纯收入数据来源于《中国统计摘要 2006》；农村人均基础设施资本存量和农村人均非基础设施资本存量根据农村基础设施和非基础设施固定资产投资额通过计算得到，农村固定资产投资数据来源于《中国农村统计年鉴》。

采用 Goldsmith 于 1951 年开创的永续盘存法来计算农村基础设施资本存量和非基础设施资本存量②，估算公式为：$K_0 = I_0/(g+\delta)$，其中 K_0 为基期的资本存量，I_0 是基期的固定资产投资额，g 是样本期真实投资的年平均增长率，δ 为折旧率。对于基期的选择，考虑到数据的可获得性，选取 1999 年为基期，折旧率采用比较通用的 5%③。当年投资 I_t 为各地区农村固定资产投资额，直接来源于历年《中国农村统计年鉴》。投资品价格指数为各地区固定资产投资价格指数，从历年《中国统计年鉴》选取，折算为以 2000 年不变价表示的投资价格指数。基础设施和非基础设施物质资本存量采用人均数据，将计算取得的各地区农村基础和非基础设施物质资本存量除以各地区乡村人口得到人均数据，各地区农村人口来源于《中国农业年鉴》。

四、实证结果及其分析

（一）面板单位根检验

为了符合实际，保证结论的稳健性，本研究分别采用 IPS 检验、Fisher – ADF 和 Fisher – PP 检验及 Breitung 检验，对面板数据进行单位根检验，结果列于表 1。由表 1 可知，当我们对各个时间序列的水平值进行检验时，检验结果均表明不能拒绝“存在单位根”的原假设，说明各地区农民人均纯收入和人均基础设施资本存量和非基础设施物质资本存量的面板序列是非平稳的；当对各个序列的一阶差分进行检验时，检验结果仍不能显著地拒绝“存在单位根”的原假设；而当进行二阶差分检验是，检验结果则显著拒绝“存在单位根”的原假设。由此，我们可断定样本中的各个序列均为非平稳的 $I(2)$ 过程。

（二）面板协整检验

在面板单位根检验的基础上，进行面板协整检验，以检验各个非平稳时间序列之间是否存在着协整关系。采用 Pedroni 的方法，以回归残差为基础构造出 7 个统计量进行面板协整检验，如表 2 所示，经过标准化的检验统计量中，各个统计量均在 1%（或 5%）的显著性水平下拒绝“不存在协整关系”的原假设，这表明非平稳序列 *lny*，*lng* 和 *lnk* 之间存在着长期协整关系。

（三）面板的协整估计

在面板协整估计中，采用动态最小二乘法，得到结果如表 3 所示。

---

① 2002 年之前为交通运输仓储和邮电通信业。

② 永续盘存法的基本公式是 $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$，其中 K_t 表示第 t 年的资本存量，K_{t-1} 代表第 $t-1$ 年的资本存量，δ_t 为经济折旧率，I_t 为当年投资。因此物质资本存量的估算式共涉及到四个变量，分别是：（1）基年资本存量 K_0；（2）当年投资 I_t；（2）投资品价格指数；（4）经济折旧率 δ_t。

③ 解三明在《中国经济增长潜力和经济周期研究》、马拴友在《财政政策与经济增长》、范九利等在《我国基础设施资本对经济增长的影响》的研究中折旧率均采用 5%。

表1 面板单位根检验

	IPS W - stat	ADF - Fisher Chi - square	PP - Fisher Chi - square
lny	12.4072 [1.0000]	0.73659 [1.0000]	0.10721 [1.0000]
△lny	-0.22219 [0.4121]	48.8914 [0.8467]	64.9327 [0.3089]
△²lny	-3.E+159 [0.0000]	124.370 [0.0000]	147.702 [0.0000]
lng	4.99358 [1.0000]	44.5919 [0.9315]	93.7556 [0.0035]
△lng	-1.43139 [0.0762]	69.2585 [0.1934]	97.2411 [0.0017]
△²lng	-3.E+159 [0.0000]	98.7383 [0.0012]	104.136 [0.0004]
lnk	3.21482 [0.9993]	51.6567 [0.7699]	110.024 [0.0001]
△lnk	-1.67161 [0.0473]	65.7020 [0.2859]	73.6726 [0.1105]
△²lnk	-7.E+159 [0.0000]	134.950 [0.0000]	152.132 [0.0000]

注:1. 中括号里的值为P值;2. 变量前加"Δ"表示对变量作一阶差分,加"△²"表示对变量作二阶差分;3. 检验形式为带截距项。

表2 面板协整检验

	Statistic	Prob.
Panel v - Statistic	-2.849968	0.0069
Panel rho - Statistic	2.391857	0.0228
Panel PP - Statistic	-10.48757	0.0000
Panel ADF - Statistic	-8.664940	0.0000
Group rho - Statistic	4.982346	0.0000
Group PP - Statistic	-13.49564	0.0000
Group ADF - Statistic	-14.86901	0.0000

注:除 Panel v - Statistic 为右尾检定之外,其余统计检验量均为左尾检定。

表3 面板及个体单位的动态最小二乘估计

Variable	Coefficient	Std. Error	t - Statistic	Prob.
C	2.012577	0.157504	12.77792	0.0000
lng	0.275116	0.043823	6.277922	0.0000
lnk	0.498626	0.041294	12.07495	0.0000
△lng	-0.826599	0.109943	-7.518427	0.0000
△lnk	-1.200185	0.258864	-4.636345	0.0000
△²lng	0.338416	0.067309	5.027805	0.0000
△²lnk	0.812546	0.190310	4.269580	0.0001

注:在进行计量模型估计时,采用横截面加权方法(Cross - section weights)来修正面板数据中的异方差问题。

根据以上回归结果，2000－2005 年间我国农村人均基础设施资本存量变量和非基础设施物质资本存量的系数均为正，人均基础设施资本存量产出弹性的估计值为 0.2751，非基础设施物质资本存量产出弹性的估计值为 0.4986，且均高度显著。模型验证了农村基础设施的发展对农村居民人均纯收入增长具有正向作用，这与我们的预期和大多数的研究是一致的。在模型中，我国农村基础设施资本存量的产出弹性虽然低于非基础设施物质资本存量的产出弹性，但其对农民具有显著的收入增长效应，农村居民人均基础设施资本存量每增加 1%，可以使农民人均纯收入增长 0.2751%。

李锐同样采用柯布—道格拉斯生产函数模型，得到基础设施固定资本存量对农户收入的产出弹性系数为 0.465，本研究人均基础设施资本存量对农村居民人均纯收入的产出弹性系数明显低于李锐得到的固定资本存量的产出弹性系数。而樊胜根等得到的结果显示作为主要基础设施的道路，其密度对农户非农工资收入的产出弹性系数达到了 0.152。本研究基础设施包括农村电力燃气及水的生产和供应业、交通运输仓储和邮政业以及信息传输计算机服务和软件业、水利建筑业，得到的产出弹性系数大于樊胜根等得到的道路密度对农户非农工资收入的产出弹性系数。从这些估计结果的对比中，本研究估算的农村基础设施对农民人均纯收入的产出弹性应该是一个较为合理的结果。

五、结论

结合面板单位根检验和面板协整检验方法，利用柯布—道格拉斯生产函数，研究了 2000－2005 年我国大陆除西藏外 30 个省（市、自治区）农民人均纯收入和人均基础设施及非基础设施资本存量之间的协整关系。研究结果表明，各地区农民人均纯收入、人均基础设施资本存量和非基础设施物质资本存量的面板序列是非平稳的，存在单位根，说明各地区农民收入和经济发展不平衡。这与现实国情是一致的，各地区农民收入、固定资产投资确实存在着较大的差异性。经过协整检验，农村居民人均纯收入和人均基础设施资本存量面板序列存在长期协整关系，且农村基础设施建设投资对农民收入确实具有持续的显著正效应，应该加大农村基础设施投资力度，促进农民收入增长。

本研究分析了农村人均基础设施建设与农民人均纯收入之间的关系，是对现有研究的一个有益补充；同时，在协整框架内对各地区农村基础设施投资与农民收入关系进行检验的过程中，采用面板单位根检验及面板协整检验等方法，充分地利用了各单位样本的信息，有效克服我国农村基础设施建设投资宏观数据时间跨度小的不足，增强了分析框架的有效性，进而提高了结论分析的可靠性。

参考文献：

[1] JOHN M ANTLE. Infrastructure and Aggregat Agricultural Productivity: International Evidence[J]. Economic Development and Cultural Change, 1983,(3):609－619.

[2] ASCHAUER D A. Does Public Capital Crowd Out Private Capital? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989,(24): 178－235.

[3] ASCHAUER D A. Public Investment and Productivity Growth in the Group of Seven Economic Averagespectives [J]. Federal Reserve Bank of Chicago, 1989,(13): 17－25.

[4] 樊胜根，张林秀，张晓波. 中国农村公共投资在农村经济增长和反贫困中的作用[J]. 华南农业大学学报（社会科学版），2002，(1)：1－13。

[5] 李　锐. 农村公共基础设施投资效益的数量分析[J]. 农业技术经济，2003，(2)：5－9.

[6] 鞠晴江. 基础设施与农村经济发展关系的实证分析[J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版),2006,(3):113 - 116.
[7] CALDERON C, CHONG A. Volume and Quality of Infrastructure and the Distribution of Income: an Empirical Investigation[J]. Review of Income and Wealth, 2004, (1): 87 - 106.
[8] ASCHAUER D A. Is Public Expenditure Productive? [J]. Journal of Monetary Economics, 1989, (23): 177 - 200.
[9] RENKOW MITCH, DANIEL G HALLSTROM, DANIEL D KARANJA. Rural Infrastructure, Transactions Costs and Market Participation in Kenya[J]. Journal of Development Economics, 2004, (1): 349 - 367
[10] BANDIAS SUSAN, SIVA RAM VEMURI. Telecommunications Infrastructure Facilitating Sustainable Development of Rural and Remote Communities in Northern Australia [J]. Telecommunications Policy, 2005, (2/3):237 - 249.
[11] GALE JOHNSON D. 经济发展中的农业、农村、农民问题[M]. 林毅夫,赵耀辉,译. 北京:商务印书馆,2005.
[12] CASTRO - LEAL F, DAYTON J. Public Spending on Health Care in Africa: Do the Poor Benefit? [J]. Bulletin of the World Health Organization, 2000, (1): 66 - 75.
[13] 世界银行. 让服务惠及穷人[M]. 北京:中国财政经济出版社,2004.
[14] ROZELLE, SCOTT, JIKUN HUANG, VINCENT BENZIGER. Continuity and Change in China's Rural Averageiodic Markets[J]. China Journal, 2003,(49):89 - 115.
[15] STOCK JAMES H, MARK W WATSON. A Simple Estimator of Conintegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems[J]. Econometrica, 1993, (4):783 - 820.
[16] MARK NELSON C, DONGGYU SUL. Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long - run Money Demand[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2003, (5): 655 - 680.
[17] 李子奈. 计量经济学(第二版)[M]. 北京:高等教育出版社,2005.
[18] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing[J]. Econometrica, 1987,(2): 251 - 276.
[19] DICKEY D A, FULLER W A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root[J]. Econometrica,1981,(4):1057 - 1072.
[20] AVERAGERON P. Test Consistency with Varying Sampling Frequency[J]. Econometric Theory,1991,(7): 341 - 368.
[21] PIERSE R,SNELL A. Temporal Aggregation & the Power of Tests for a Unit Root[J]. Journal of Econometrics, 1995,(2): 333 - 345.
[22] JOHANSEN P. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models[J]. Econometrica, 1991,(6): 1551 - 1580.
[23] IM K S, PESARAN M H, SMITH R. Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels[J]. Journal of Econometrics, 2003,(1):53 - 74.
[24] MADDALA G S, SHAOWEN WU. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Sample Test [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1999, (Special Issue): 631 ~651.
[25] PEDRONI P. Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressor[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1999,(Special Issue): 653 - 670.
[26] PEDRONI P. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests, with an Application to the PPP Hypothesis[J]. Econometric Theory, Cambridge University Press, 2004,(20): 597 - 625.
[27] 陈文科,林后春. 农业基础设施与可持续发展[J]. 中国农村观察,2000,(1):9 - 21.

(上转29页)

Agricultural Trade Liberalization, Poverty and Food Security——the Indian Experience

DONG Yun-lai[1], YU Jian-bin[2], LIU Zhi-xiong[3]

(1. *College of International Business, Shenyang Normal University, Shenyang* 110034, *China*;
2. *Center for Rural Decelopment Policy of Guangdong, South China Agricultural University, Guangzhou* 510642, *China*;
3. *Business School of China university of Political Science And Law, Beijing* 102249, *China*)

Abstract: This paper reviewed the four development phases of Indian agriculture after independence, and evaluated the success and negative sides of India's agricultural policies during this period. And then evaluated the Indian experience with agricultural trade policy liberalization reforms, and examined its implications for domestic agriculture in general and poverty and food security in particular. From the analysis, the authers find that trade liberalization reform has promoted the development of Indian agriculture. It appears that Indian agriculture is under some significant structural transformation from cereal led growth to high value agriculture (horticulture, dairy, poultry, etc.) led growth. The incidence of poverty and poverty people show a continual decline during the period of reform. As for the food security in India, we can say that the requirement of physical availability has been fully met at present. And the ecnomic access has been improved with the implement of PDS and continuous increase of farmers' income level.

Key Words: agricultural trade liberalization; poverty; food security; India

---

(下接 74 页)

An Empirical Study of the Influence of China's Rural Infrastructure Investment on Farmer's Income —Based on the Analysis of Panel Cointegration

YAN Jun-qiang, LI Da-sheng

(*College of Economics and Management, South China Agricultural University Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: The methods of panel unit root test and panel cointegration test can overcome the defects of the small time span in China's rural infrastructure investment and improve the reliability of conclusions. Panel cointegration analysis showed that the rural per capita net income and average infrastructure capital stock in China's various regions as well as the average non-infrastructure material capital stock are unstable panel sequences. There exists a long-term relationship of cointegration among three variables and the investment of rural infrastructure have a significant positive effect on the rural per capita net income.

Key Words: Infrastructure; Farmer's Income; Panel Cointegration