农业外商直接投资 与农民收入增长的动态关系

陈灿煌

摘要:针对当前中国农民收入增长缓慢的难题,从农业外商直接投资与农民收入增长的关系出发,以1981-2004年的时间序列数据为基础,首次运用协整分析和向量自回归模型,对农业外商直接投资与农民收入两变量之间的动态关系进行实证分析,结果显示:农业外商直接投资对农民收入增长具有正效应,且二者之间存在长期的均衡关系。因此,在当前条件下,加大吸引农业外商直接投资的力度是促进农民收入增长的重要途径。在利用外资促进农民收入增长的政策选择上,政府应当采取长期政策。

关键词:农业外商直接投资 农民收入增长 脉冲响应函数 方差分解

一、引言

当前,中国经济和社会发展面临的最突出问题 是"三农"问题、而"三农"问题的核心是农民问题、提 高农民收入是解决农民问题的关键。改革开放以 来,农民收入水平有了很大提高,农民年人均纯收入 由 1978 年的 134 元提高到 2005 年的 3 255 元,28 年 增长了23倍多。但是,与城镇居民收入水平(1978 年为 343.4 元,2005 年为 10 493 元,28 年增长了近 30倍)相比,农民收入增长速度仍然较慢,收入水 平仍然偏低。近年来,虽然党和政府为了提高农民 收入采取了一系列举措,如提高农产品价格、取消农 业税以及推行粮食直接补贴政策等,农民收入出现 了恢复性的增长势头,但这些因素对农民未来收入 增长的贡献潜力还有限,农民收入增长的长效机制 尚未形成。农民收入长期上不去,不仅制约农村经 济发展、阻碍农村社会进步,而且制约整个国民经济 的快速增长和城乡经济的协调发展。

如何实现农民收入增长?国内学术界对此进行了许多有益和比较深入的探讨,并提出了诸多颇有见解的观点,概括起来主要有农民利益保护论、城乡统筹发展论、结构调整论、就业优先论、农村基础设施投资论、金融发展论、城镇化推进论等。 本文结合目前中国农村存在大量剩余劳动力的特殊国情和农业本身的特点分析认为,解决农业投入中的资金短缺以构筑农民收入增长的长效机制,应当是持续增加农民收入的根本途径。根据美国农业经济学家梅勒的"资源互补"理论,投入农业的资源(资本、劳

动、土地、技术等要素)之间具有互补性。即如果只 有一种生产要素投入增加,而其他互补的生产要素 不增加,那么,前者的边际产出就呈递减之势,农业 总产出的增加也就十分有限。对于发展中国家来 说,劳动、土地等要素较为丰富,资本却极为稀缺,若 要提高农业原有要素的生产率并增加农业总产出, 就应该大大增加资本的投入。同时,美国发展经济 学家罗格纳 :纳克斯 1953 年提出的"贫困恶性循环 论 "认为,发展中国家的农村经济发展问题归根到底 是实物资本短缺和贫困的恶性循环,即"农村资源生 产率较低 农民收入水平较低 农民和农村地区的 储蓄能力低 资本短缺 农村资源生产率低",由此 进入恶性循环,在农村经济发展中,资本是打破恶性 循环的关键。"资源互补论'和"贫困恶性循环论'都 充分说明了农业投入的增加对发展中国家农村经济 增长的必要性。由于中国长期以来实施以优先发展 重工业为目标的赶超战略(林毅夫,蔡昉等,2003), 忽视农业的发展,农业投入严重不足,导致农业基础 设施落后、农业科技水平低、农业比较效益差,农民 收入的增长幅度受到限制。因此,加大农业投入是 充分发挥中国劳动力资源优势、打破贫困恶性循环、 实现农民收入持续增长的有效途径。要弥补中国农 业资金投入的严重不足,根据目前中国的经济发展 水平和农业的基本情况,仅依靠政府投资很难从根 本上解决问题,因此,吸引外商直接投资以促进农民 收入增长就成为中国农业发展的一种必然趋势。

外商直接投资对一国经济增长的重要贡献已经 在许多研究中得到证明,Chenery、Bruno 和 Mckinnon

(1962)的两缺口理论论证了资本从国外的流入可以 促进发展中国家的经济增长: Romer (1986) 和 Ethier (1982)的内生增长理论、Lucas (1988)的外部驱动增 长学说均支持了外资能够引起经济长期增长的命 题;Blomstron (1994)、Mina (2004)、Lute (2004)、Beata (2004) Javorcik (2004) 等学者用 OLS 方法研究表明, 外商直接投资对经济增长有较大的影响。国内最近 的诸多研究成果也得出了相似的结论,陈浪南和陈 景煌(2002)从总供给角度得出结论:即外商直接投 资的存量增长率与国民生产总值增长率存在线性相 关关系;萧政和沈艳(2002)运用三阶段最小二乘法发 现,外商直接投资和国内生产总值(ODP)之间存在着 互动关系:沈坤荣和耿强(2001)考察了外商直接投资 的外溢效应对中国经济增长的影响。近几年来,随着 外资进入中国农业领域的数额不断增加.外商直接投 资与农民收入增长之间的关系开始引起国内学者的 关注,周维富(2000)、黄祖辉(2005)、綦建红等(2007) 的理论研究表明,农业外商直接投资与农民收入增长 之间客观上存在着某种内在的必然联系,农业外商直 接投资对农民收入增长有较大的促进作用。

值得一提的是,国内还没有学者采用协整分析的方法就农业外商直接投资与农民收入增长之间的关系进行实证分析,当然也就无法知道二者之间是否存在一种长期稳定的均衡关系。基于这一认识,本文根据 1981 - 2004 年的统计数据,试图用协整理论对中国农业外商直接投资与农民收入增长之间的关系进行实证分析,揭示农业外商直接投资与农民收入增长之间的长期均衡关系,最后在向量自回归模型的基础上,运用脉冲响应函数和预测方差分解来研究它们之间的动态相关性,以考察二者之间的交互响应情况及其响应路径。

二、变量与数据

在农业外商直接投资与农民收入增长的协整关系研究中,农民收入增长作为内生变量,可用农村居民家庭人均纯收入表示(单位:元),即 PI。农业外商直接投资作为外生变量可以用农业外商直接投资额表示(单位:万美元),即 FDI。

本文分析所用的样本数据取自于 1981 - 2004年的年度数据,农业外商直接投资额根据《中国海关统计年鉴》(1982 - 2005年)统计数据汇总计算得到,农民人均纯收入数据来自《中国农村统计年鉴》(1982 - 2005年),其中,农民人均纯收入(PI)以现价形式表示,考虑到剔除物价因素的影响,本文直接采用以 1981年为基期(1981 = 100)的农民人均纯收入指数。同时,为消除数据中可能存在的异方差,分别对两个变量取自然对数,为 LnPI,、LnFDI, ,其相应的差分序列为 LnPI,、LnFDI, 相关数据见表 1。

表 1 PI、指数、FDI、LnPI、 LnFDI、LnPI、LnFDI、数据表

			ι,	ι,		
年份	PI 指数	FDI _t	LnPI _t	LnFDI _t	LnPI _t	LnFDI _t
1981	100.0	1 120.0	4.605170	7.021084	-	-
1982	119.9	1 543.0	4.786658	7. 341484	0. 181488	0.320400
1983	136.9	1 777.0	4.919251	7.482682	0. 132593	0.141198
1984	155.5	7 880.0	5.046646	8.972083	0. 127395	1.489401
1985	167.6	12 631.0	5.121580	9.443909	0.074934	0.471826
1986	173.1	10 437.0	5.153869	9. 253112	0.032289	- 0.190797
1987	182.0	12 496.0	5.204007	9.433164	0.050137	0.180051
1988	193.7	20 886.0	5.266311	9.946834	0.062304	0.513670
1989	190.6	12 138.0	5.250177	9.404096	- 0.016134	- 0.542738
1990	194.0	12 225.0	5.267858	9.411238	0.017681	0.007142
1991	197.9	21 996.0	5.287762	9.998616	0.019904	0.587378
1992	209.6	67 813.0	5.345201	11. 12451	0.057439	1.125893
1993	216.3	119 147.0	5.376666	11.68811	0.031465	0.563604
1994	227.2	97 245.0	5.425831	11.48499	0.049164	- 0.203124
1995	239.2	173 578.0	5.477300	12.06438	0.051469	0.579393
1996	260.7	106 524.0	5.563370	11.57613	0.086070	- 0.488257
1997	272.3	106 531.0	5.606904	11.57619	0.043534	6.57E - 05
1998	284.4	120 420.0	5.650382	11.69874	0.043477	0.122550
1999	295.2	129 000.0	5.687653	11.76757	0.037271	0.068827
2000	301.4	148 314.0	5.708438	11.90709	0.020785	0.139519
2001	314.1	176 174.0	5.749711	12.07923	0.041273	0.172140
2002	329.1	168 804.0	5.796362	12.03649	0.046650	- 0.042734
2003	343.3	227 611.0	5.838605	12.33539	0.042243	0.298900
2004	366.6	225 000.0	5.904271	12.32386	0.065667	- 0.011538
			.	<u> </u>	—	

说明:数据资料由 1982 - 2005 年的《中国农村统计年鉴》 和《中国海关统计年鉴》的相关数据计算整理而得。

三、实证分析

如果直接对取自然对数后的数据进行回归,很可能出现"虚假回归"的情况,影响到所分析问题的准确性,所以,在验证各变量的协整关系之前,有必要先检验各时间序列的平稳性。

(一)单位根检验

本研究利用 Eviews5. 0 软件,对 LnPI_t、LnFDI_t 的单位根进行检验,以确定变量的平稳性。根据各序列的形态,对各序列都采用包含截距项和趋势项的检验,最大滞后期采用 SC 准则确定,差分序列的检验类型按相应原则确定,检验结果见表 2。

表 2 单位根检验结果 (样本区间:1981 - 2004)

** =	检验类型		各显著性	北平下的	的临界值	检验
变量	(C,T,K)	检验	1 %	5 %	10 %	结果
LnPI _t	(C,T,1)	- 3.2361	- 4.4407	- 3.6329	- 3.2547	不平稳
$LnFDI_t$	(C,0,1)	- 2.0100	- 3.7529	- 2.9981	- 2.6388	不平稳
$LnPI_t$	(C,0,1)	- 3.6004	- 2.6743	- 1.9572	- 1.6082	平稳
LnFDI _t	(0,0,1)	- 3.7764	- 3.7696	- 3.0049	- 2.6422	平稳

说明:检验类型(C,T,K)分别表示单位根检验中是否有常数项、时间趋势项以及滞后阶数。

从表 2 可看出,LnPI_t、LnFDI_t 的 ADF 检验的 t 统 计量分别为 - 3.2361 和 - 2.0100,均大于显著性水平 0.01、0.05、0.1 时的临界值,不能拒绝序列 LnPI_t、 LnFDI_t存在单位根的原假设。所以,序列 LnPI_t、 LnFDI_t都存在单位根,是非平稳时间序列。将序列LnPI_t、LnFDI_t分别进行一阶差分后得到 LnPI_t、LnFDI_t,再对其进行单位根检验。由于 LnPI_t、LnFDI_t的 ADF 检验统计量分别为 - 3.6004和 - 3.7764,均小于显著性水平 0.01、0.05、0.1 时的临界值,表明至少可以在 90%的显著水平下拒绝原假设,可认为 LnPI_t、LnFDI_t序列不存在单位根,为平稳时间序列。所以,序列LnPI_t、LnFDI_t都是 I(1)序列,即LnPI_t~ I(1)、LnFDI_t~ I(1)。

(二)协整检验与协整方程

如果两个以及两个以上的时间序列变量是非平稳的,但它们的某种线性组合却表现出平稳性,则这些变量表现出长期稳定关系,即协整关系。由于上述时间序列 LnPI_k、LnFDI_k 都是一阶单整的,因此,我们可以用 Engle - Granger 两步法来检验它们之间是

否存在协整关系。首先,建立农业外商直接投资与农民收入的协整方程如下:

$$LnPI_{t} = 3.3597 + 0.1926LnFDI_{t} \quad \quad (2)$$

 $R^2 = 0.9027$, D. W. = 0.6227, F = 204.05

(2) 式中,系数下面括号中的数值为回归参数的 t 检验值。模型的拟合优度较高,达到 90. 27 %,但 D. W. 值很低,说明残差系列存在自相关性,回归估计模型(2)能否用来表示两变量之间的长期均衡关系,需要对模型的残差序列作平稳性检验。

$$$$ $$^{\prime}_{t} = LnPI_{t} - 3.3597 - 0.1926LnFDI_{t}$$$

下面检验残差项 ^t 是否平稳 ,即 t 是否是 I(0) 序列。ADF 检验结果如表 3。

表 3 残差序列的 ADF 检验结果

			/2/11/1	/ JAJ 122 1 12.	<u> </u>		
→ 目 <i>01</i>		临界值				~~	(+\A
变量名称	ADF 统计量	1 %	5 %	10 %	AIC	SC	结论
t	- 5.4155	- 3.7880	- 3.0123	- 2.6461	- 4, 9690	- 4.8695	平稳

从表 3 可看出,ADF 检验统计量明显小于显著性水平为 1 %、5 %、10 %时的临界值,估计残差系列个是平稳序列,即一~I(0),表明方程(2)所显示的协整关系是显著的。依据 Granger 表述定理,如果变量是协整的,则它们之间必然存在某种长期均衡关系,所以,方程(2)给出了在样本区间(1981 - 2004年)内,农业外商直接投资与农民收入增长之间存在着的长期动态均衡关系的数学表达式。方程(2)说明农民收入增长对农业外商直接投资的平均弹性是0.1926,即从长期来看,农业外商直接投资每增加1%,农民收入将会随之平均增加0.1926%。这就从数量上证明,在样本区间内,农业外商直接投资的变了农民收入的增长速度,但农业外商直接投资的变

化还没有成为影响农民收入增长的主要因素。

(三)格兰杰因果关系检验

人增长之间存在着长期稳定的均衡关系,但这种均衡关系是否构成因果关系还需要进一步验证。本文采用 Engle 和 Granger 提出的格兰杰因果关系检验法进行检验。由于格兰杰检验结果对滞后期长度的变化比较敏感,即滞后期选择的不同可能会得到不一致的结果,因此,在检验的过程中应选取多个不同的滞后期,若检验的结果一致,则得出的结论较为可信。本文在检验的过程中选取4个不同的滞后期,分别是2、3、4、5,相对于自由度来说,滞后期已足够长,检验结果如表4。

表 4 农业外商直接投资、农民收入的格兰杰因果检验(样本区间:1981 - 2004)

检验变量	滞后期	零假设	F值	P 值
	2	LnFDI 不是 LnPI 的格兰杰原因 LnPI 不是 LnFDI 的格兰杰原因	0. 1245 0. 6786	0.8838 0.5206
LnFDI	3	LnFDI不是 LnPI 的格兰杰原因 LnPI 不是 LnFDI 的格兰杰原因	2.8644 0.4535	0. 04823 0. 7189
LnPI	4	LnFDI不是 LnPI 的格兰杰原因 LnPI 不是 LnFDI 的格兰杰原因	2.9258 0.7152	0. 03550 0. 5988
	5	LnFDI不是 LnPI 的格兰杰原因 LnPI 不是 LnFDI 的格兰杰原因	3. 2461 0. 6531	0.01479 0.6683

由表 4 的结果可知,从滞后第 3 期开始,对于农民收入不是农业外商直接投资原因的假设,拒绝它犯第一类错误的概率分别为 0. 7189、0. 5988、0.6683,表明农民收入不是农业外商直接投资原因的概率较大,不能拒绝原假设。而这 3 个检验的相伴概率分别为 0.04823、0.03550、0.01479,表明至少

在 95 %的置信水平下,可认为它们相应的格兰杰原 因假设成立,即农业外商直接投资是农民收入增长的原因。因此,我们可得出结论:滞后期较长时,农业外商直接投资是农民收入增长的格兰杰原因,而农民收入增长不是农业外商直接投资的格兰杰原因。由于从滞后第 3 期开始检验结果较为一致,故

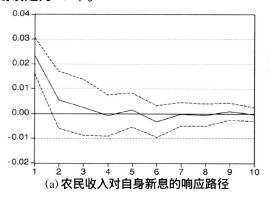
此结论较为可靠。

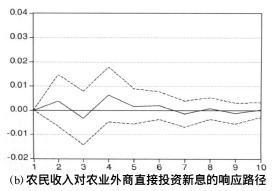
四、基于 VAR 模型的脉 冲响应与方差分解分析

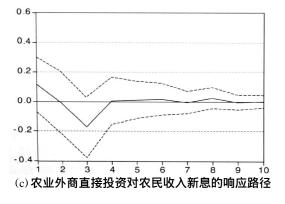
为了能进一步细化探索农业外商直接投资与农 民收入增长之间的动态关系,下面将利用 Sims 提出 的向量自回归(VAR)技术进行方差分解和技术冲击 反应来研究模型的动态特征。

(一)脉冲响应函数分析

脉冲响应函数描述的是 VAR 模型中这种来自 随机扰动项(新息)的一个标准差冲击对变量当前和 未来取值的影响,它能够比较客观地刻画出变量之 间的动态交互作用及其效应。图 1 是基于 VAR(3) 和渐近解析法模拟的脉冲响应函数图。在下列各图 中,横轴表示冲击作用的滞后期数(单位:年),纵轴 表示因变量对解释变量的响应程度,实线为脉冲响 应函数的计算值,两侧的虚线为脉冲响应函数值正 负两倍标准差偏离带。在模型中,将冲击作用的滞 后期设定为10年。







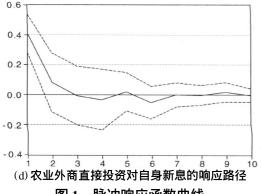


图 1 脉冲响应函数曲线

图 1(b) 是农业外商直接投资一个标准差的冲 击引起的农民收入变化的脉冲响应函数图。从图 1 (b) 可以看出, 当在本期给农民收入一个标准差的冲 击后(即农业外商直接投资增加),在开始的1-2.5 年内,对农民收入增长产生正向响应,第2年正响应 最大,随后出现负向响应,且负响应在第3年达到最 大。此后,产生持续时间相对较长的正向响应,第4 年出现强度更大的正响应,最后呈现出稳定的、程度 持续减弱的交互响应收敛迹象。这一现象说明农业 外商直接投资与农民收入增长之间存在长期密切的 关系,在短期内,农民收入增长对农业外商直接投资 的正响应显著,但同时也产生了部分负响应;从长期 来看,农业外商直接投资对农民收入增长影响的时 效较长,但强度较弱,这与前面的协整分析结果相吻 合。其背后的经济含义是:由于受中国农业投资环 境以及有效的农业支持保护体系缺乏等因素的制 约 .外商在农业领域的投资很难形成稳定的收入预 期,导致农业外商直接投资短期行为强,这种短期行 为在促进农民收入增长的同时也会带来一定的负面 影响 ;从长远看 ,农业外商直接投资的增加对农民收 入增长会产生持续的强度较弱的正效应,这说明农 业外商直接投资对农民收入增长起促进作用,但这 种作用还很弱。因此,中国农业领域利用外商直接 投资促进农民收入增长仍将是一项长期而艰巨的任 务。政府在扩大农业领域利用外资的规模时,不宜 采用急功近利的直接行政干预手段,而应当考虑采 取长期政策,引导外资的合理流入。

图 1(c) 是农民收入的一个标准差的冲击引起 的农业外商直接投资变化的脉冲响应函数图。从图 1(c)可以看出,当在本期给农业外商直接投资一个 标准差的冲击(农民收入增加),在前1-2年呈现强 度渐弱的正响应,第2年响应为零,2-4年出现了 部分负响应,第3年负响应达到最大,第4年后呈现 稳定的、强度较弱的正向响应收敛迹象,这说明农业 外商直接投资与农民收入增长之间存在着紧密的联 系 .短期内农民收入增长有利于农业外商直接投资 的增加,而长期内这种作用较弱。

图 1(a)和 图 1(d)分别是农民收入和农业外商

直接投资对自身的一个标准差冲击引起自身变化的脉冲响应函数图。从图 1 (a) 中可以看出,农民收入对其自身的一个标准差冲击,在前 4 年呈现强度逐渐减弱的正向响应,第 4 年响应为零,随后呈趋于稳定的、强度较弱的正向响应收敛,这表明当前的农民收入水平与其滞后值的正向关联性持续时间较长,且趋于稳定。从图 1 (d) 中可以看出,农业外商直接投资对其自身的一个标准差的冲击,在前 3 年呈强度减弱的正响应,第 3 年后开始趋于稳定,这说明当前农业外商直接投资与其滞后值具有弱关联性。这与

目前农业外商直接投资具有短期性的解释相一致。

(二)预测方差分解分析

方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度,进一步评价不同结构冲击的重要性,其基本思想是把系统中每一个内生变量的变动按其成因分解为与各方程随机扰动项相关联的各组成部分,以了解各随机扰动项对模型内生变量的相对重要性。本文利用方差分解描述了冲击在农业外商直接投资与农民收入增长的动态变化中的相对重要性,方差分解结果见表5。

表 5

LnFDI、LnPI、方差分解

100			DHIDA, DHIA	7575/01			
n.4.++n	农业外	<u>卜商直接投资的方差</u>	自分解	农民人均纯收入的方差分解			
时期	预测标准误差	LnFDI _t (%)	LnPI _t (%)	预测标准误差	$LnPI_{t}$ (%)	LnFDI _t (%)	
1	0.0422283	92.50470	7.495304	0.023200	100.0000	0.000000	
2	0.0430004	92.71421	7.285786	0.024154	97.35186	0.004785	
3	0.0463374	79.85810	20.14190	0.024499	95.61179	7.450145	
4	0.0464618	79.95069	20.04931	0.025351	89.40473	7.646370	
5	0.0465181	79.93073	20.06927	0.025443	89.07913	7.653859	
6	0.0468478	80.07601	19.92799	0.025727	88.74963	7.655480	
7	0.0468510	80.06608	19.93392	0.025773	88.44190	7.677783	
8	0.0469238	79.82475	20. 17525	0.025792	88.37405	7.680480	
9	0.0469542	79.82476	20. 15724	0.025837	88. 17353	7.680986	
10	0.0469571	79.84516	20.15484	0.025840	88. 17035	7.681090	

从表 5 可以看出,农民收入的波动在第1年仅 受自身波动的影响,农业外商直接投资对农民收入 波动的冲击(即对预测误差的贡献度)在第2年才显 现出来,但冲击影响较弱(仅占2.6481%),在第4年 以后冲击影响基本稳定在 10.5%~11.8%之间;农 民收入增长波动受其自身冲击的影响逐步减弱,在 第4年以后冲击影响稳定在88.1%~89.4%之间。 农业外商直接投资从第1期起就受到自身波动和农 民收入增长冲击的影响,且受农民收入增长的影响 要小于自身波动的影响,随后农业外商直接投资受 自身波动的影响呈下降趋势,第3年以后冲击影响 稳定在 79.8%~80.0%之间;同期,农民收入增长受 农业外商直接投资波动的影响呈波动式上升趋势, 从第3年开始冲击影响基本稳定在19.9%~20.1% 之间,这与上述脉冲响应函数分析的结果基本上是 一致的。

五、结论及政策建议

本文利用 1981 - 2004 年度数据进行实证分析,结果表明:格兰杰因果关系检验显示了农业外商直接投资是农民收入增长的格兰杰原因;协整检验显示,从长期看,农业外商直接投资与农民收入之间存在长期的均衡关系,且农民收入增长关于农业外商直接投资的弹性系数为 0. 1926,即农业外商直接投资每增加 1 个百分点,农民收入相应增加 0. 1926 个百分点。这表明,从长期来看,农业外商直接投资与

农民收入增长之间正相关,但农业外商直接投资对农民收入增长的促进作用还不是很明显;脉冲响应函数显示,农民收入增长对农业外商直接投资的冲击呈现正向响应,这种响应在长期内程度较弱,这说明农业外商直接投资对农民收入的增长还有很大的作用空间;农民收入增长与其自身滞后值呈较强的关联性,而农业外商直接投资与其自身滞后值呈弱关联。

以上分析表明,保持农业外商直接投资与农民 收入增长之间的协调性十分重要。要在长期内充分 发挥农业外商直接投资对农民收入增长的作用,实 现农民收入的持续增长,关键在于促进农业外商直 接投资行为的长期化和扩大利用外资的规模。基于 此,本文提出如下建议:一是大力改善投资环境,增 强农业的市场吸引力。国家应在力所能及的范围 内,发挥内资的作用,加大对农业的投入,加强农业 基础设施建设,提高农业自身素质,为吸引外资创造 良好的基础条件和外部条件。二是进一步加大农业 市场开放的广度和深度,扩大农业利用外商投资领 域。农业利用外商投资不能只停留在生产领域,还 应该进一步向农业生产要素市场和农产品流通市场 开放,通过两头带动中间。三是多途径增加农民收 入,使农业外商直接投资与农民收入增长处于良性 循环之中。四是加快农业领域的立法工作,出台既 符合世界贸易组织规则又能有效保护和促进中国农 业发展的相关法律法规,对外商投资农业部门进行 有效引导和监督。

注释:

数据来源于《中国农村统计年鉴》(1978 - 2004);中国 社会科学院农村发展研究所和国家统计局农村社会经济调 查总队:《农村经济绿皮书》,北京,社会科学文献出版社, 2006。

宋元梁、肖卫东:《中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量经济分析》,载《数量经济技术经济研究》,2005 (9) ,第 30~39 页。

参考文献:

- 1. 黄祖辉、吕立才:《我国农业利用外商直接投资研究综述》,载《中国农业大学学报》(社会科学版),2005(2),第1~5页。
- 2. 熊启泉、邓家琼:《中国农业利用外资的前景及农业开放的战略转变》,载《中国农村经济》,2000(12),第 49 ~ 55 页。
- 3. 秦富 等:《中国农业利用外资研究》,载《农业经济问题》,2002(1),第 42~47页。
 - 4. 高铁梅:《计量经济分析方法与建模 ——Eviews 应用

及实例》、北京、清华大学出版社、2006。

- 5. 易丹辉 主编:《数据分析与 Eviews 应用》,北京,中国统计出版社,2002。
- 6. 王锡桐:《我国农业利用外资的问题及对策》,载《经济体制改革》,1999(5),第95~98页。
- 7. 沈坤荣、耿强:《外国自接投资的外溢效应分析》,载 《金融研究》,2000(3),第103~110页。
- 8. 綦建红、王平:《外商直接投资对农业进出口贸易的 影响》,载《财经研究》,2007(2),第100~107页。
- 9. Blonigen, B. A., 2005. "A Review of the Empirical Literature on FDI Determinants. NBER Working Paper, 11299.
- 10. Beata, Smarzynska Javorcik, 2004. "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic: Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages. "The American Economic Review, Nashville, No. 6, Vol. 94, p. 605.
- 11. Mina ,N. Baliamoune Lutz ,2004. "Does FDI Contribute to Economic Growth?" Business ,Washington ,No. 4 ,Vol. 39. pp. 49 57.
- 12. Sims, C., 1989. "Macroeconomics and Reality." Econometrica, 48(1), pp. 1 49.

(作者单位:湖南理工学院经济与管理系 长沙 414006) (责任编辑:K、S)

(上接第 26 页) 检验经济学理论时,它才成为一门科学,而不仅仅是艺术,而经济学分析方法也会变得有用,不再只是好玩。"[®]虽然,经济学的研究方法可以多种多样,可以超越研究者的个人局限,也能够包容个人的性格偏好,但经济学在过去没有,在未来也不可能发展出完全按照科学主义标准要求的实证主义的方法论模式。应该说,实证经济学不是经济学研究方法的唯一选项。.....那些来自人类社会长期积累并被积淀下来的社会的、历史的、文化的、制度的、价值的、心理的因素在逐渐被认识过程中显示出了巨大的不可替代性,它们在研究中不可忽视的地位和作用正越来越代表一种不可抗拒的方法论趋势。[®]

注释:

⑩贾根良、徐尚:《经济学怎样成了一门"数学科学"——经济思想史的一种简要考察》,载《南开学报》,2005 (5)。

文建东:《论主流经济学中的新古典传统》,载《江汉论坛》,2006(4)。

田国强:《现代教训的基本分析框架与研究方法》,载《经济研究》,2005(2)。

李树:《经济学意识形态的扩张》,载《江汉论坛》,2004 (5)。

陈美衍:《经济人与经济资源稀缺性》,载《江汉论坛》,2006(9)。

东辉:《经济学研究方法的变革与现代经济学发展》, 载《东岳论丛》,2004(1)。

许旭红:《经济学演绎主义方法论述评》,载《江汉论坛》,2005(2)。

②③社金沛、李林:《经济学建构思想的纷争与科学主义的渊源》,载《当代经济科学》,2006(4)。

莫尼、通斯塔 编:《哈维尔莫选集》,中文版,15页,北京,首都经济贸易大学出版社,2001。

保罗 A. 萨缪尔森、威廉 D. 诺德豪斯:《经济学》,中文版,125页,北京,中国发展出版社,1999。

⑪《车尔尼雪夫斯基论文选集》,中文版,第3卷,第1 册,84页,莫斯科,苏联国家政治书籍出版社,1948。

①埃思里奇:《应用经济学方法论》,中文版,200页,北京,经济科学出版社,2003。

⑬周文:《经济学研究方法的嬗变与现代经济学的发展》,载《云南财贸学院学报》,2005(4)。

①郭立焕 等:《高等数学》,中文版,30页,北京,科学技术文献出版社,1988。

⑤蒋中一:《数理经济学的基本方法》,中文版,300页,北京,商务印书馆,1999。

①约翰 布拉特:《经济学家是怎样滥用数学的》,见 A. S. 艾克纳 主编:《经济学为什么还不是一门科学》,中文版,2页,北京,北京大学出版社,1990。

®石蓉:《马克思主义与当代中国经济学》,载《江汉论坛》,2006(1)。

⑩蒙莱汉姆·罗森:《数学方法足以研究经济生活吗?》,载《学术月刊》,2006(5)。

⑩②王宏昌 编译:《诺贝尔经济学奖金获得者讲演集》,中文版,68~69、54页,北京,中国社会科学出版社,1994。

②《列宁选集》,中文版,第1卷,159页,北京,人民出版社,1960。

③②刘国光:《对经济学教学和研究中一些问题的看法》,载《高校理论战线》,2005(9)。

迎胡进:《论经济学范式运动的三种方式》,载《江汉论坛》,2004(10)。

③⑧③杜金沛、邢祖礼:《实证经济学与规范经济学:科学标准的辨析》,载《财经研究》,2005(12)。

⑧李宪徐:《作为异质性的经济学》,载《江汉论坛》,2006

⑩蒙莱汉姆·罗森:《数学方法足以研究经济生活吗?》, 载《学术月刊》,2006(5)。

③戴维 弗里德曼:《弗里德曼的生活经济学》,中文版, 310页,北京,中信出版社,2006。

(作者单位:湖北省社会科学院 武汉 430077) (责任编辑:N、W)