

FDI 与经济增长及产业结构升级的因果关系研究

—以“丝路桥头堡”陕西省为对象的计量分析

姚 峰

伍 业艳

摘要：本文应用建立于格兰杰非因果性统计检验概念之上的多变量时间序列单方向因果测度理论，利用陕西省 1983-2014 年外国直接投资和国内总生产及其产业构成的年度时间序列构建多变量非平稳时间序列误差修正模型，分析陕西省外国直接投资与经济增长的因果关系以及长短期关系。结果表明，外国直接投资是建立在经济增长基础上的经济行为，对陕西省经济增长具有短期及中长期推动作用，经济增长对外国直接投资的影响主要体现在长期，经济发展预期拉动外国直接投资。外国直接投资与经济增长的关系存在产业差异，其中第三产业外国直接投资与第三产业经济增长之间存在较强的双向因果关系。

关键字：FDI；GDP；产业结构；因果关系；区域经济；误差修正模型

1. 引言

在经济全球化日益加速发展的背景下，外国直接投资（Foreign Direct Investment, FDI）已成为发展中或欠发达国家以及地区区域经济发展的重要因素之一。FDI 不仅显性地增加了东道国（地区）的资本存量和就业机会，同时由 FDI 所带来的先进生产技术和管理经验还对东道国在产业结构升级、制度变迁等方面产生重大影响。中国自上世纪七十年代实施改革开放政策以来，凭借新兴工业国家的低廉劳

动力和丰富的生产资源等经济发展潜力优势，对外资企业实施超国民待遇的优惠税率政策等措施大力吸引国外资本，积极引进先进技术和成熟的管理经验，在经济发展上取得了长足进步。中国经济卓有成效的高速发展又提升了产业发展环境特别是生产基础技术水平，增强了吸引外商投资能力。1983-2014年中国实际外资利用状况如表1所示。虽然有4个年度外资实际利用外资额不同幅度减少，但是总体呈现急剧增加趋势。1992年和1993年的增加率分别高达152.13%和149.95%。中国2014年实际利用外资额1195.62亿美元，是改革开放初期1983年的120倍，成为全球最大的外商投资目的地。

陕西省承受汉唐经济文化繁荣发展的结果，拥有西北地区经济重镇省会西安市，是西部地区经济文化中心之一。陕西省的产业布局受上世纪60年代中国国防工业建设布局等政策影响相对而言不够均衡。在经济全球化时代，因为地处西北内陆囿于交通限制，与其他省份的经济发展速度相比属于中等发展省份，经济总量居全国中等偏后水平。1993年以来陕西省域内生产总值（GDP）在全国一级行政区一直在第15位至第22位之间轮替（参见表2）。陕西省自1983年开始引进外资，鉴于产业结构不尽合理，区位经济发展环境欠佳，至1999年外国直接投资一直处于停滞不前的低水平阶段。为了解决起始于1978年改革开放造成的沿海与内陆经济发展不平衡的问题，2000年中央政府实施了“西部大开发”的经济发展战略，加快了陕西省的对外开放步伐。2013年9月，中共中央总书记习近平提出“一带一路”的经济合作发展布局概念。强化与陆上丝绸之路沿线国家和地区的经济合作伙伴关系，加强沿路的基础设施建设，同时消化中国过剩的产能，并带动西部地区的进一步加速发展。陕西省的社会经济发展状况对“一带一路”的经济合作发展布局至关重要。

陕西省的实际利用外资额在过去34年以年均20%的增速突飞猛进，实际利用外资额从1983年的25万美元增长到2016年的50.12亿美元。“丝绸之路经济带”战略构想的提出，着实促进了西部地区的社会经

济开放。陕西省地处丝绸之路经济带的核心区域,应把握发展新机遇,完善对外开放政策,加快建设成丝绸之路经济带的桥头堡。本文着重研究陕西省 FDI 与经济增长之间的因果关系,并通过分析三次产业分类 FDI 与各产业发展之间的因果关系进一步解析 FDI 对产业结构升级的作用机制。在深化改革和广泛开展“一带一路”国际经济合作发展之际,本研究的计量分析成果对陕西省制定外资利用政策优化产业结构、促进社会经济发展等方面具有重要的理论和现实意义。

表 1. 1983-2014 年中国实际利用外资状况

单位: 亿美元

	实际利用外资额	增加率		实际利用外资额	增加率
1983	9.2		1999	403.19	-11.31
1984	14.2	54.35	2000	407.15	0.98
1985	19.56	37.75	2001	468.78	15.14
1986	22.44	14.72	2002	527.43	12.51
1987	23.14	3.12	2003	535.05	1.44
1988	31.94	38.03	2004	606.30	13.32
1989	33.92	6.20	2005	603.25	-0.50
1990	34.87	2.80	2006	630.21	4.47
1991	43.66	25.21	2007	747.68	18.64
1992	110.08	152.13	2008	923.95	23.58
1993	275.15	149.95	2009	900.33	-2.56
1994	337.67	22.72	2010	1057.35	17.44
1995	375.21	11.12	2011	1160.11	9.72
1996	417.26	11.21	2012	1117.16	-3.70
1997	452.57	8.46	2013	1175.86	5.25
1998	454.63	0.46	2014	1195.62	1.68

注: 基于中国统计年鉴(2015)的统计资料整理计算

表 2. 各省市年度 GDP 排名变化

单位: 亿元

	1993	1995	2000	2005	2010	2015
北京市	15	15	13	10	13	13
天津市	23	23	23	20	20	19
河北省	6	6	6	6	6	7
山西省	20	21	20	16	21	24
内蒙古自治区	24	24	24	21	15	16
辽宁省	4	7	8	8	7	10
吉林省	19	19	19	22	22	22
黑龙江省	12	13	14	14	16	21
上海市	8	8	7	7	9	12
江苏省	2	2	2	2	2	2
浙江省	5	4	4	4	4	4
安徽省	14	14	15	15	14	14
福建省	13	12	10	13	12	11
江西省	18	18	18	17	19	18
山东省	3	3	3	3	3	3
河南省	7	5	5	5	5	5
湖北省	10	11	12	12	11	8
湖南省	11	10	11	11	10	9
广东省	1	1	1	1	1	1
广西壮族自治区	16	16	16	18	18	17
海南省	28	28	28	28	28	28
重庆市	22	20	22	23	23	20
四川省	9	9	9	9	8	6
贵州省	26	26	27	26	26	25
云南省	17	17	17	24	24	23
西藏自治区	31	31	31	31	31	31
陕西省	21	22	21	19	17	15
甘肃省	27	27	26	27	27	27
青海省	29	30	30	30	30	30
宁夏回族自治区	30	29	29	29	29	29
新疆维吾尔自治区	25	25	25	25	25	26

注: 依据国家统计局国家数据统计资料编制

2. 文献综述

国内外很多学者针对 FDI 与经济增长之间的关系问题已做了比较多的有益研究。按照现有掌握的资料, 研究内容主要分为以下两类: 一类是综合性分析 FDI 与经济增长的关系, 另一类则是从 FDI 对经济社会产生的各种具体效应出发进行分析。

2008 年发源于美国的国际金融危机之前有关研究不多。早期的有 Chenery & Strout (1966) 通过建立“两缺口”模型, 说明在开放的经济环境下, 应该积极引进外资弥补储蓄缺口与外汇缺口, 以促进经济增长。魏后凯 (2002) 利用 1985-1999 年的中国省际面板数据, 分析了外商投资对区域经济增长的影响, 结果显示中国东西部地区 GDP 增长率差异的 90% 是由外商投资分布不均造成的。江锦凡和韩廷春 (2004) 运用格兰杰因果检验分析方法, 估算出宏观经济每增长 1 个百分点, 其中 19.3% 可以由外国直接投资来解释。赵娜和张晓峒 (2008) 通过运用协整检验以及格兰杰非因果性检验, 指出了 FDI 通过资本积累、投资拉动、产业结构优化等六种效应影响宏观经济增长。

程惠芳和岑丽君 (2010) 通过选取 1990—2008 年中国与 27 个主要贸易国家和地区的面板数据, 采用普通最小二乘估计法进行实证检验。研究结果表明: FDI 强度与 GDP 周期协动性呈正相关关系, 尽管当前国内劳动力和国内投资拉动仍是中国经济增长的主要动力, 但双边贸易强度和 FDI 强度已经成为国际经济周期协动性的重要影响因素。潘锡泉和郭福春 (2012) 从人民币升值的背景下研究了 FDI 与经济增长、人民币汇率三者的动态关系, 研究结果表明 FDI 具有强烈的“投机套利”性质, 对经济增长的贡献不显著。费宇和王江 (2013) 选取 FDI、市场规模、基础设施、产业结构等 8 个经济指标作为解释变量构建单因素和多因素的面板平滑转换模型, 研究外国直接投资对我国各地区经济增长的非线性效应。结果表明, FDI 对我国经济增长的影响是非线性的, FDI 是我国各地区经济增长的充分条件, 但不是必要条件。刘宏和李述晟 (2013) 强调在经济全球化的背景下, 外国直接投资 (FDI) 已

成为区域经济发展的重要因素之一。随洪光和刘延华（2014）利用多变量时间序列主成分分析方法详尽测算了 FDI 对亚太、拉美、非洲等地区发展中东道国的经济增长质量的影响。研究表明，FDI 主要从增长效率和可持续性方面提升东道国的经济增长质量。Pegkas（2015）运用欧元区国家 2002-2012 的数据进行了分析，指出 FDI 对经济增长具有长期的促进作用，并分别运用 FMOLS 和 DOLS 方法测算出经济增长对 FDI 的弹性值分别为 0.054% 和 0.147%。

一部分学者认为 FDI 对经济增长具有正向促进的作用。沈坤荣和耿强（2001）通过构建内生增长模型，说明 FDI 通过技术外溢效应提高了资本流入国的技术水平和组织效率，进而提高国民经济的综合要素生产率，促进经济增长。姚树洁和冯根福以及韦开蕾（2006）通过利用 1979-2003 年 29 个省份的统计数据，在生产函数的基础上分别构建了长期静态模型和短期动态模型进行实证检验，认为 FDI 通过减少国内生产非效率和促进国内技术进步两种机制，促进新兴工业国家经济发展。另一部分学者则持相反观点。蒋殿春和夏良科（2005）通过对面板数据的分析，得出了 FDI 的市场竞争效应不利于国内企业创新能力的成长，但其示范效应和科技人员的流动能促进国内研发活动的结论。雷辉（2006）运用 1983-2003 年中国 30 个省份的 GDP、FDI 与国内投资的时间序列数据构建面板数据模型，对比分析了东中西部地区 FDI 对国内投资的影响，结果表明除中部地区外 FDI 对国内投资普遍表现出挤出效应。

聂爱云和陆长平（2012）从制度约束的系统梳理了 FDI 如何影响产业结构调整的机制，采用双向固定效应模型对 1985-2004 年的省际面板数据进行了实证检验。研究表明，FDI 增加整体上有利于产业结构的优化升级，具体而言 FDI 能够增加第三产业的占比，降低第二产业占比，并且 FDI 的产业结构调整效应呈边际递减规律，即倒 U 型走势。这与中国的金融偏向政策等制度约束有关，也与 FDI 的资本供给、技术进步、收入漏出效应有关。马立军（2013）通过研究发现 FDI 能够促进经济增长，但是由于“锁定效应”的存在阻碍了技术外溢渠道，从而影响了 FDI 对于经济增长的贡献。贾妮莎和韩

永辉以及邹建华（2014）研究了中国双向 FDI 的产业结构升级效应的理论机制，运用 1982-2012 年中国的时间序列数据，利用协整、误差修正和脉冲响应等模型进行了细致分析。研究结果显示：在短期，FDI 对产业结构升级的贡献更为突出；在长期，中国双向 FDI 对产业结构升级均有促进作用，但 FDI 对产业结构高度化的促进效应更显著，对外直接投资则对产业结构合理化的促进作用更显著；从动态冲击看，双向 FDI 都会将自身所受外部冲击传递至产业结构合理化和高度化。Fadhil & Almsafir（2015）对马来西亚 1975-2010 年的数据进行阶层回归分析，结果表明 FDI 流入及其带来的人力资源对马来西亚的经济增长具有很大的贡献，但是 FDI 的技术溢出效应并没有与人力资本得到充分结合，对经济增长的贡献不显著。

综上所述，目前针对 FDI 与经济增长及产业升级关系的学术研究仍停留在回归分析以及格兰杰非因果性检验，仅能粗略阐述 FDI 与经济增长是否具有格兰杰因果关系。Yao & Hosoya（2000）创建了基于格兰杰因果检验之上的单方向因果测度（Overall Measure of One-way effect, OMO）及其沃尔德检验方法。单方向因果测度的沃尔德在检验两组多变量之间是否存在格兰杰因果关系的同时，具体测度出单方向因果影响的强度。姚峰和史宁中（2003）首次应用单方向因果测度理论详尽解析了中日贸易与日本经济发展的长期关系与因果关系。张慧颖和郭佳冰（2015）以专利产出对产业经济的影响为研究的着眼点，试图利用多变量时间序列的单方向因果测度理论定量描述专利发展对电子信息产业经济的因果关系，遗憾的是部分结果有待商榷。张秀武和姚峰（2017）利用单方向因果测度理论考察了福建省 FDI 对技术创新的长短期动态影响。实证分析结果表明 FDI 对专利总和产生单方向积极的影响，并且这种影响随着时间的推移逐渐减小。本文基于多变量时间序列误差修正模型，运用单方向因果测度及其沃尔德检验理论，给出了 FDI 与经济增长之间单方向因果影响的强度，并利用单方向频谱测度对这种因果关系的长、短期性进行解析。

3. 统计指标及基统计特征

3.1 统计指标选取与数据来源

为了阐明 FDI 与经济增长的因果关系及其对产业结构升级的影响, 本文选取了陕西省 2 类共 8 个宏观经济指标。(1) 总体数据: 包括国内生产总值和外国直接投资, 数据包含 1983-2014 年间共 32 年的数据。(2) 分产业数据: 包括一、二、三次产业分别的生产总值和外国直接投资。由于统计资料有限, 分产业数据只包含 1993-2014 年间共 22 年的数据。陕西省外国直接投资、国内生产总值 1983-2013 年的数据来源于陕西省统计年鉴, 2014 年的数据来源于陕西省财政厅以及陕西省商务厅。

分产业 FDI 是笔者根据三次产业划分标准将各年份统计年鉴中给出的分行业 FDI 数据进行整理得出, 各年份 FDI 均为实际利用外资金额。为便于统计分析, 国内生产总值数据的单位采用亿元人民币, 外国直接投资数据的单位采用百万元人民币。本研究利用的统计指标如下。

- Y_t : 陕西省国内生产总值 (单位: 亿元)
- Y_{1t} : 陕西省一次产业生产总值 (单位: 亿元)
- Y_{2t} : 陕西省二次产业生产总值 (单位: 亿元)
- Y_{3t} : 陕西省三次产业生产总值 (单位: 亿元)
- F_t : 陕西省外国直接投资额 (单位: 百万元)
- F_{1t} : 陕西省外商一次产业直接投资额 (单位: 百万元)
- F_{2t} : 陕西省外商二次产业直接投资额 (单位: 百万元)
- F_{3t} : 陕西省外商三次产业直接投资额 (单位: 百万元)

为消除物价因素对统计分析的影响, 所有数据均除以居民消费价格指数 (1978 年为基期) 进行调整。利用多变量非平稳时间序列误差修正模型进行分析时, 按照计量经济分析通常的做法, 对所有数据均取其自然对数作了相应的处理。

3.2 描述性分析

本节,我们运用图形对陕西省的 GDP 与 FDI 在整体上以及产业间的变化进行初步描述性分析。首先我们绘制了 1984-2014 年陕西省 GDP 和总体 FDI 趋势图(见图 1)以及三次产业 GDP、FDI 构成趋势变化图(分别见图 2 和图 3)。在图 1 中,陕西省 FDI 呈现波动增长趋势,尤其在 2000 年以后 FDI 表现为平稳快速增长趋势,充分体现了西部大开发战略对扩大陕西省对外开放程度的促进作用。

图 2 揭示了 1984-2014 年间三次产业的 GDP 占比。可以看出第二产业在陕西省的 GDP 占比中一直居于主导地位,第一产业的 GDP 比重不断下降,第三产业的 GDP 占比以 2000 年为节点,2000 年以前不断下降,2000 年以后呈现缓慢增长趋势, GDP 占比不断增大。

关于在三次产业内部外资投资情况,图 3 表明第一产业吸引外商投资增长缓慢,2014 年仅为 2635 万美元,不足第二产业吸引外资额的 1.1%。传统农业经济仍是陕西省第一产业的发展主体,传统农业粗放分散化的运作方式阻碍了现代农业的发展。此外,第一产业利润空间有限的特征也导致第一产业吸引外资能力不足。第二产业的外国直接投资额整体上大于第三产业,第三产业外资吸引能力较弱,且二者在整体的 FDI 占比中均呈现波动变化趋势。陕西省第三产业仍以传统服务业为主,金融、通讯等现代服务业发展相对滞后,吸引外资优势不明显。

3.3 平稳性检验

为避免伪回归对实证分析结果的影响,根据选定的模型特点要求,我们应用 ADF (Augmented Dickey - Fuller test) 检验对所选取变量的时间序列数据的平稳性进行了评估(见表 3)。ADF 统计检验的结果表明,除了第二产业的变量 $\ln Y_{2t}$ 在 10% 的显著性水平之外,其他变量都在 5% 的显著性水平下服从单位根过程。关于单位根检定的详细议论,可参照 Greene (2002)。

表 3. GDP 与 FDI 的单位根检验

变量	ADF 统计量	5%临界值	10%临界值
$\ln Y_t$	-4.127	-3.568	-3.218
$\ln Y_{1t}$	-3.470	-3.021	-2.650
$\ln Y_{2t}$	-2.677	-3.021	-2.650
$\ln Y_{3t}$	-3.286	-3.021	-2.650
$\ln F_t$	-4.305	-2.964	-2.621
$\ln F_{1t}$	-5.217	-3.030	-2.655
$\ln F_{2t}$	-4.752	-3.021	-2.650
$\ln F_{3t}$	-5.426	-3.021	-2.650

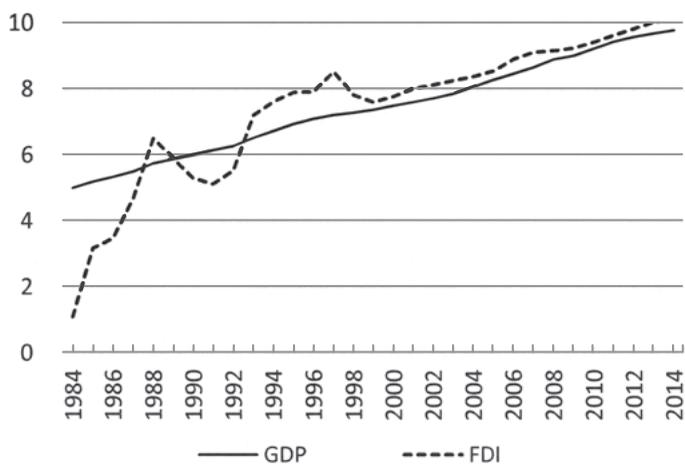


图 1. 1984-2014 年陕西省 GDP 与 FDI 趋势图

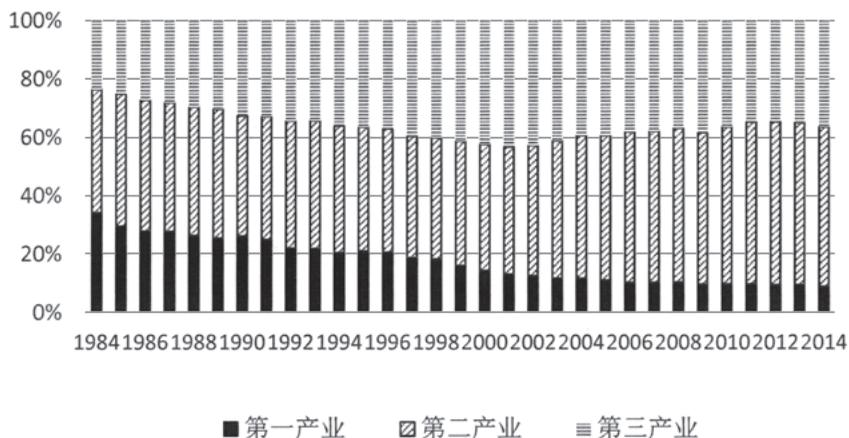


图 2. 1984-2014 年陕西省三次产业 GDP 构成趋势图

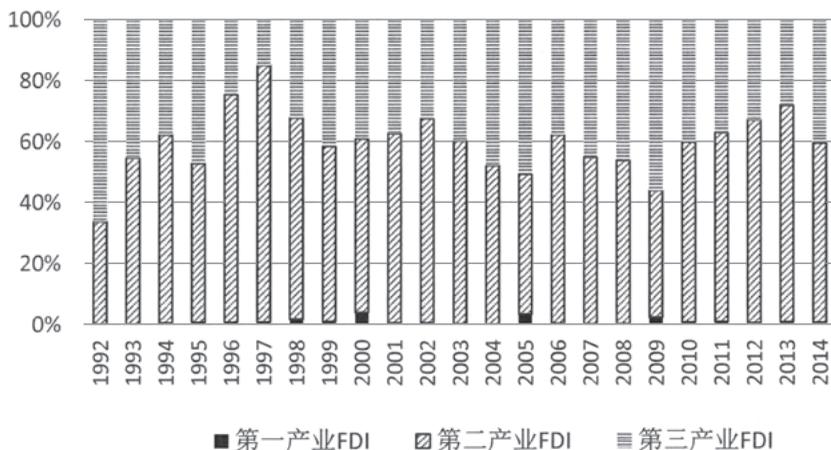


图 3. 1992-2014 年陕西省三次产业 FDI 构成趋势图

4. 因果关系分析的计量模型

4.1 模型构建及协整检验

本文区别于既往研究,运用单方向因果测度及其沃尔德检验理论分析 FDI 与宏观经济发展的互动行为。一般情况下,我们考虑 k 维非平稳时间序列的误差修正模型:

$$\Delta Z_t = \alpha\beta^*Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \mu + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中, Z_t 是 k 维变量且 $Z_t = (X_t^*, Y_t^*)^*$, X_t 和 Y_t 分别为 k_1 和 k_2 维时间序列 ($k = k_1 + k_2$), α 和 β 分别是 $k \times r$ 阶满秩调整参数矩阵和协整向量矩阵, r 为矩阵 $\alpha\beta^*$ 的秩, 即协整向量个数 ($r \leq k$)。 μ 是 k 维常数变量, ε_t 是 k 维白噪声, p 是向量自回归模型的滞后阶数。

本文利用 Johansen (1991) 的极大似然检验确定变量间协整关系的个数和协整向量。记 R_{0t} 和 R_{1t} 分别为将 ΔZ_t 和 Z_{t-1} 在 $(Z_{t-1}, \dots, \Delta Z_{t-p}, 1_k)$ 上回归所产生的残差序列, $k \times k$ 阶矩阵 $S_{ij} (i, j = 1, 2)$ 为 R_{0t} 和 R_{1t} 的方差协方差矩阵。首先解关于 λ 的 k 阶矩阵方程 $|\lambda S_{11} - S_{10} S_{00}^{-1} S_{01}| = 0$, 给出降序排列的特征根 $1 > \lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_k > 0$, 以及对应的标准化特征向量矩阵 (v_1, v_2, \dots, v_k) 。通常利用迹统计量

$$\eta_r = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i) \quad (2)$$

确定协整阶数。因为这一迹统计量并非服从标准分布的随机变量, 所以统计检验的临界值表通常需要通过蒙特卡洛实验给出。在 90% 的置信水平下, 阶数为 1 或 0 所对应的迹检验临界值分别为 2.69 和 13.33。迹检验结果见表 4, 我们可以认为这四组模型中均含有一个协整关系, 即 $r = 1$ 。迹检验临界值基于协整个数 r 和协整向量 β , 利用最小二乘法 (OLS) 估计其他

参数： Γ_i 以及残差项的协方差矩阵 Σ 。

表 4. 协整检验的特征根和特征向量

模型	特征根和特征向量		协整阶数	迹检验统计量
	(0.4419	0.0394)		$\hat{\eta}$
$\ln F_t$	0.7706	0.9802	1	1.206
$\ln Y_t$	-0.6373	-0.1979	0	18.703
	(0.6245	0.1262)		$\hat{\eta}$
$\ln F_{1t}$	0.8595	0.9972	1	2.834
$\ln Y_{1t}$	-0.5111	0.0743	0	23.402
	(0.5670	0.0397)		$\hat{\eta}$
$\ln F_{2t}$	-0.6187	0.1622	1	0.851
$\ln Y_{2t}$	0.7856	0.9868	0	18.430
	(0.3803	0.0316)		$\hat{\eta}$
$\ln F_{3t}$	0.7175	-0.2966	1	0.674
$\ln Y_{3t}$	-0.6966	0.9550	0	10.722

注：括号内为特征根，下列对应的是特征向量。

4.2 非自相关性检验

为避免误差修正模型的建模错误，对模型的残差项进行非自相关性检验，由于本文样本数量限制，因而选用更适用于小样本的 Hosking (1980) 检验。其检验统计量为

$$Hg_s = T^2 \sum_{j=1}^s \frac{1}{T-j} \text{tr} \{ \hat{C}_{0j} \hat{C}_{00}^{-1} \hat{C}_{0j}^* \hat{C}_{00}^{-1} \} \quad (3)$$

其中 $\hat{C}_{0j} = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}^*$ 。该统计量可用于检验假设模型中的残差项不存在自相关性。选取 s 充分大于模型的滞后阶数 p ，检验统计量 Hg_s 渐进服从自由度为 $f = k^2(s-p)$ 的 χ^2 分布。基于表 5，我们可以看出在置信水平为 95% 的情

况下, H_g 统计量估计值的 p 值均大于 0.1, 表明所建立的各模型的残差项不存在序列自相关性。

表 5. 残差序列的非自相关性检验

	$F_t \& Y_t$	$F_{1t} \& Y_{1t}$	$F_{2t} \& Y_{2t}$	$F_{3t} \& Y_{3t}$
H_g 统计量	26.4666	18.2781	17.5995	17.6453
p 值	0.3299	0.9189	0.9358	0.9347

4.3 单方向因果测度及其统计检验

本文所使用的单方向因果测度方法, 具体请参阅 Yao & Hosoya (2000) 或姚峰 (2003)。模型 (1) 的谱密度矩阵表示为:

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \widehat{\Lambda}(e^{-i\lambda}) \widehat{\Lambda}(e^{-i\lambda})^* = \begin{bmatrix} f_{11}(\lambda) & f_{12}(\lambda) \\ f_{21}(\lambda) & f_{22}(\lambda) \end{bmatrix} \quad (4)$$

其中, $\widehat{\Lambda}(e^{-i\lambda}) = \widehat{C}(e^{-i\lambda}) \widehat{\Sigma}^{1/2}$ 为频谱响应函数。 $\widehat{C}(e^{-i\lambda})$ 是参数矩阵多项式

$I_k - (I_k + \widehat{\alpha} \widehat{\beta}^*) e^{-i\lambda} - \sum_{j=1}^{p-1} \widehat{\Gamma}_j (e^{-ij\lambda} - e^{-i(j+1)\lambda})$ 的伴随矩阵。在格兰杰非因果概

念的意义上, 时间序列 $\{Y_t\}$ 对 $\{X_t\}$ 的单方向频谱测度 FM0 (Frequency-wise Measure of One-way effect) 在半整周期任意频谱点 λ 定义为:

$$F_{y \rightarrow x}(\lambda) = \ln \left[\det f_{11}(\lambda) / \det \{f_{11}(\lambda) - \tilde{f}_{12}(\lambda) \tilde{f}_{22}^{-1}(\lambda) \tilde{f}_{21}(\lambda)\} \right] \quad (5)$$

其中, $\tilde{f}_{21}(\lambda) = \{-\widehat{\Sigma}_{21} \widehat{\Sigma}_{11}^{-1}, I_{k_2}\} \widehat{\Lambda}(0) \widehat{\Lambda}(e^{-i\lambda})^{-1} \tilde{f}_1(\lambda)$, $\tilde{f}_1(\lambda)$ 是矩阵 $f(\lambda)$ 的最初 k_1 列, $\tilde{f}_{22}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \{\widehat{\Sigma}_{22} - \widehat{\Sigma}_{21} \widehat{\Sigma}_{11}^{-1} \widehat{\Sigma}_{12}\}$, I_k 为 k 阶单位矩阵。

时间序列 $\{Y_t\}$ 对 $\{X_t\}$ 的单方向全测度 OM0 (Overall Measure of One-way effect) 为:

$$M_{y \rightarrow x} = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} F_{y \rightarrow x}(\lambda) d\lambda \quad (6)$$

单方向因果测度估计值 $\hat{M}_{y \rightarrow x}$ 为 0, 即格兰杰非因果性假设的沃尔德统计量为:

$$W = T\{\hat{M}_{y \rightarrow x}^2\}/\hat{H} \quad (7)$$

其中 \hat{H} 为 $\sqrt{T}\{\hat{M}_{y \rightarrow x} - M_{y \rightarrow x}\}$ 的协方差矩阵。给定显著性水平 α 和对应的自由度为 1 的 χ^2 分布临界值 $\chi_{\alpha}^2(1)$, 如果 $W \geq \chi_{\alpha}^2(1)$, 则拒绝 Y 对 X 的非因果性假设。通过 (7) 式可以得到单方向因果测度估计值 $\hat{M}_{y \rightarrow x}$ 的 $(1 - \alpha)\%$ 的置信区间:

$$\left(\hat{M}_{y \rightarrow x} - \sqrt{\left(\frac{1}{T}\right) \hat{H} \chi_{\alpha}^2(1)}, \hat{M}_{y \rightarrow x} + \sqrt{\left(\frac{1}{T}\right) \hat{H} \chi_{\alpha}^2(1)} \right) \quad (8)$$

5. 因果关系实证分析

在前两章中, 我们简单分析了陕西省经济发展和外国直接投资的状况以及本研究所采用的因果关系分析模型。在此基础上, 我们对所选取的 8 个指标进行单方向因果测度及其沃尔德检验分析, 单方向频谱域因果测度的分布见图 4。表 6 列出了单方向因果测度的全测度 OMO 值、沃尔德检验统计量值及其 p 值结合图 4 与表 6、对 8 组模型的单方向因果测度结果进行综合分析, 可以得出以下结论。以及在 95% 置信水平下的全测度结果的置信区间。

5.1 FDI 与经济增长

FDI 对 GDP 在短期以及中长期持续产生单方向因果影响, 且影响强度较大。如图 4a 所示, 在 0.1π 处 FDI 对 GDP 的频谱测度达到峰值, 说明在

长期 FDI 对经济增长的影响在 20 年周期达到最大。表 6 中 FDI 对 GDP 的全测度 OMO 为 3.5, 但是与其对应的沃尔德检验统计量的概率值为 0.168, 表明 FDI 对 GDP 单方向因果影响的统计意义不显著。与此相对, 表 6 中 GDP 对 FDI 的单方向影响具有显著的统计意义, 其沃尔德统计量的 p 值为 0.015, 95% 的置信区间为 (0.01, 0.09)。我们从图 4b 中可看出 GDP 对 FDI 的影响主要体现在长期, 短期影响微弱, 这说明外国直接投资并不是短期行为, 而是投资商根据东道国(地区)经济发展的长期发展趋势预判及期待所决定的中长期投资战略行为。经济发展预期拉动外国直接投资。

5.2 FDI 与产业结构

通过单方向因果测度检验发现, 第一产业 FDI 与第一产业 GDP 无论是正向还是反向的因果影响均微乎其微, 且没有显著的统计意义, 因此本文未在图 4 及表 6 中予以列示。

观察图 4c 可知, 在第二产业内部, FDI 对 GDP 的全测度 OMO 结果为 0.26, 单方向因果影响从短期到长期呈现逐步加强的趋势, 但其沃尔德检验统计量的概率值 0.137, 表明这一影响的统计意义不显著。另一方面, 从图 4d 可以看出, GDP 对 FDI 仅存在长期单方向影响, 不存在中短期效应。其沃尔德检验统计量概率值为 0.192, 说明第二产业 GDP 对 FDI 的影响同样不具有明显的统计意义。通过以上分析可知, 第二产业 FDI 与 GDP 对彼此的单方向影响几乎都不存在短期效应, 长期影响也较弱。

第三产业中(图 4e), FDI 对 GDP 的单方向影响在低频谱域内并不存在, 中期影响也较弱, 但从 0.3π 开始逐步走强, 长期效应较为明显。第三产业 FDI 对 GDP 的全测度 OMO 为 0.3, 对应沃尔德检验统计量的概率值为 0.092, 说明 FDI 对 GDP 的这一影响具有显著的统计意义。我们再从反方向进行分析, 在频谱域分布图 4f 中, 第三产业 GDP 对 FDI 具有极为显著的单方向影响, 但是该影响仅存在于长期, 中期及短期影响几近为零。GDP 对 FDI 影响的沃尔德检验统计量为 2.88, 其对应概率值为 0.09, 这一结果说明第三产业 GDP 对 FDI 的影响具有显著的统计意义。基于以上分析发

现, 第三产业外国直接投资 FDI 与经济增长在长期存在极为显著的双向影响并且均具有显著的统计意义。

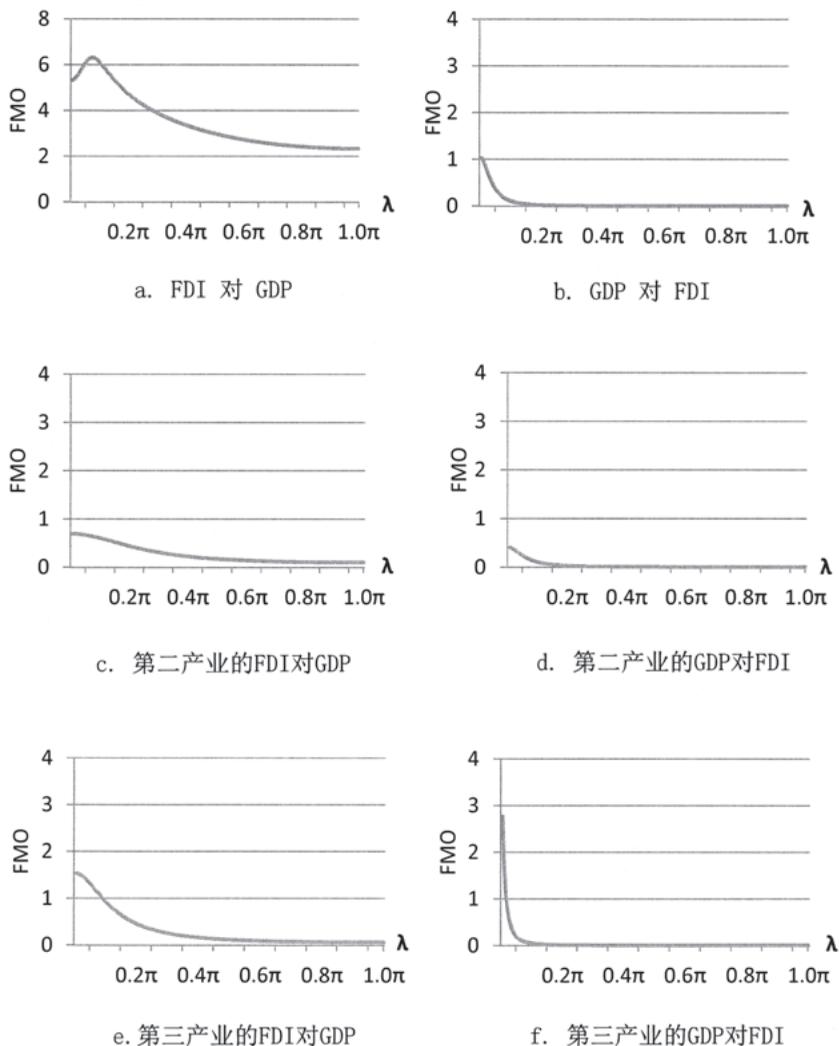


图 4 单方向频谱域因果测度 FMO 的分布图

表 6. 单方向因果测度沃尔德检验

因果影响方向	全测度	沃尔德统计量	p 值
$\ln F \rightarrow \ln Y$	3.50	1.90	0.168
$\ln Y \rightarrow \ln F$	0.05	5.97	0.015
$\ln F_2 \rightarrow \ln Y_2$	0.26	2.21	0.137
$\ln Y_2 \rightarrow \ln F_2$	0.36	1.70	0.192
$\ln F_3 \rightarrow \ln Y_3$	0.30	2.84	0.092
$\ln Y_3 \rightarrow \ln F_3$	0.05	2.88	0.090

6. 结论与建议

本文利用陕西省年度 FDI 与 GDP 的总体及分产业数据,分别构建了 8 组双变量非平稳时间序列误差修正模型。基于单方向因果测度的沃尔德统计检验和频谱分布,对 FDI 与 GDP 在总体以及三次产业内的动态相互影响的因果关系及长期关系进行了计量分析。单方向因果测度及其沃尔德检验结果显示,陕西省 FDI 对经济增长单方向影响比较强,长期影响高于中短期影响,但是统计意义上显著性不强。GDP 对 FDI 仅有较弱的长期影响且有统计意义。陕西省 2015 年生产总值在全国各省市自治区中排名升至第 15 位,经济发展水平日益提高,产业结构日趋合理、地理区位优势逐步呈现、有望在今后吸引更多外资。

在各产业内部,第一产业 FDI 与第一产业 GDP 之间几乎不存在因果影响。一方面表明第一产业 FDI 对第一产业发展影响微弱;另一方面,在全国范围内第一产业外资吸引能力都表现出不足的特征。第二产业 FDI 与经济增长之间存在双向较弱的长期影响,尽管第二产业外国直接投资额整体上大于第三产业,但 FDI 对第二产业经济增长拉动作用不明显。当前,陕西省处于工业化中期较低层次,第二产业仍以能源资源型企业、国防军工

企业为支柱，民营经济、高新科技产业发展缓慢，产业竞争优势不明显。第三产业 FDI 与 GDP 之间存在较强的长期因果关系，在三次产业中第三产业的 FDI 对 GDP 增长贡献最为显著。

随着丝绸之路经济带战略构想的实施，陕西省作为经济带的重要枢纽要紧抓这一重大机遇，通过制定各项优惠的外资利用政策，增强外资吸引能力，发挥外资对推动产业结构升级及加快经济发展的重要作用。

首先，建立健全外商投资吸引政策。陕西省在贯彻落实《陕西省关于鼓励外商投资的若干规定》(1992)与《陕西省利用外资实施办法》(1995)的基础上，应积极制定外商投资吸引政策，通过税收优惠以及开放扩大投资领域等措施完善外商投资环境，积极组织召开外商投资洽谈会等为招商引资搭建合作交流平台。

其次，加快产业结构升级。第一产业应转变传统农业经济的发展方式，大力发展以现代科学技术、现代生产机器与科学管理办法相结合的现代农业，形成适应二三产业发展的社会化、商品化农业。第二产业应加大陕西高校科技成果的转化，通过着力发展高新科技产业促进第二产业向后工业时代的过渡，重视民营企业对经济的促进作用，调整以能源军工业为主单一结构，提高第二产业的综合竞争力。第三产业应加大金融、通讯、物流等基础领域的开放程度，激发第三产业外资吸引潜力，充分发挥第三产业 FDI 对 GDP 的促进作用。

本文通过利用计量经济分析的单方向因果测度理论详尽分析了中国改革开放以来 FDI 与陕西省经济增长及产业结构升级的长期关系与因果关系。丝绸之路沿线诸多国家和地区今后将参考中国引进外资的经验积极引进外资以便快速推进各自的经济。由中国政府主导的亚洲基础设施投资银行(Asian Infrastructure Investment Bank, AIIB, 简称亚投行)，汇集了域内 37 个国家、域外 20 个国家，法定资本达 1,000 亿美元。高额大批资金正在投向亚洲各国家和地区政府提供资金以支持基础设施建设，间接地还会带动外商直接投资额的增加。“一带一路”经济合作发展战略尚处于起步阶段，沿线国家今后如何充分有效地利用外国投资加速社会经

济发展是亟待解决的现实问题。本文的研究分析模式利用的经济计量方法同样可以应用于对丝绸之路经济带沿线国家的分析,对这些国家在制定外资利用政策促进本国经济发展方面具有参考意义。

本文第一作者的研究得到日本香川大学经济学部长裁量经费(2016)的部分资助,第二作者的研究得到中国国家社会科学基金重点项目“全球经济新格局背景下丝绸之路经济带建设的战略研究”(15AJL011)的部分资助。

参考文献

1. Chenery H., Strout A.M. (1966), Foreign assistance and economic development, *American Economic Review*, vol.56, no.4, pp.679-733.
2. Fadhil M.A, Almsafir M.K. (2015), The role of FDI inflows in economic growth in Malaysia (time series: 1975-2010), *Procedia Economics and Finance*, vol.23, pp.1558-1566.
3. Greene, W.H. (2002), *Econometric Analysis* (Fifth ed.), New Jersey: Prentice Hall.
4. Hosking J.R.M. (2012), The multivariate portmanteau statistic, *Journal of the American Statistical Association*, vol.75 (371), pp.602-608.
5. Johansen S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, pp.1551-1580.
6. Pegkas P. (2015), The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries, *The Journal of Economic Asymmetries*, vol.12, no.2, pp.124-132.
7. Yao F., Hosoya Y. (2000), Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data. *Journal of Econometrics*, vol.98, no.2, pp.225-255.
8. 程惠芳·岑丽君(2005),「FDI、产业结构与国际经济周期协动性研究」,《经济研究》,第28卷第8期, pp.3-10。

9. 费宇·王江夏(2013),「FDI 对我国各地区经济增长的非线性效应分析」,『统计研究』,第 30 卷第 4 期, pp. 70-75。
10. 蒋殿春·夏良科(2010),「外国直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析」,『世界经济』,2010 年第 9 期, pp. 17-28。
11. 江锦凡·韩廷春(2004),「外国直接投资与中国经济增长关系的实证研究」,『公共管理评论』,2004 年第 1 期, pp. 145-157。
12. 雷辉(2006),「我国东、中、西部外国直接投资(FDI)对国内投资的挤入挤出效应:基于 Panel Data 模型的分析」,『中国软科学』,2006 年第 2 期, pp. 111-117。
13. 刘宏·李述晟(2013),「FDI 对我国经济增长、就业影响研究——基于 VAR 模型」,『国际贸易问题』,2013 年第 4 期, pp. 105-114。
14. 贾妮莎·韩永辉·邹建华(2014),「中国双向 FDI 的产业结构升级效应:理论机制与实证检验」,『国际贸易问题』,2014 年第 11 期, pp. 109-120。
15. 马立军(2013),「外国直接投资(FDI)与中国省际经济增长差异:基于 GMM 估计方法」,『国际贸易问题』,2013 年第 10 期, pp. 149-158。
16. 聂爱云·陆长平(2012),「制度约束、外商投资与产业结构升级调整:基于省际面板数据的实证研究」,『国际贸易问题』,2012 年第 2 期, pp. 136-145。
17. 潘锡泉·郭福春(2012),「升值背景下人民币汇率、FDI 与经济增长动态时变效应研究」,『世界经济研究』,2012 年第 6 期, pp. 24-29。
18. 沈坤荣·耿强(2005),「外国直接投资、技术外溢与内生经济增长:中国数据的计量检验与实证分析」,『中国社会科学』,2005 年第 5 期, pp. 82-93。
19. 随洪光·刘廷华(2014),「FDI 是否提升了发展中东道国的经济增长质量:来自亚太、非洲和拉美地区的经验证据」,『数量经济技术经济研究』,2014 年第 11 期, pp. 3-20。
20. 魏后凯(2002),「外国直接投资对中国区域经济增长的影响」,『经济研究』,2002 年第 4 期, pp. 19-26。

21. 姚峰(2003), 「动态经济系统分析的经济计量模型与方法」, 『管理科学学报』, 第 6 卷第 2 期, pp. 74-80。
22. 姚峰·史宁中(2003), 「日本经济发展与中日贸易的经济计量分析」, 『管理科学学报』, 第 6 卷第 4 期, pp. 55-62。
23. 姚树洁·冯根福·韦开蕾(2006), 「外国直接投资和经济增长的关系研究」, 『经济研究』, 2006 年第 12 期, pp. 35-46。
24. 赵娜·张晓峒(2008), 「外国直接投资与我国经济增长: 基于 VAR 模型的动态效应分析」, 『国际贸易问题』, 2008 年第 3 期, pp. 86-94。
25. 张慧颖·郭佳冰(2015), 「基于时间序列单方向因果测度的多国电子信息产业经济发展分析」, 『河北工业科技』, 第 32 卷第 6 期, pp. 467-473。
26. 张秀武·姚峰(2017), 「FDI 对区域技术创新的长短期动态影响: 基于单方向因果测度的分析」, 『学习与探索』, 近期发行。