

金融发展、FDI 与产业结构优化

——基于江西省数据的实证研究

彭继增 刘运 徐诗文^{*1}

南昌大学经济与管理学院

【摘要】：产业结构优化与一个地区的经济发展紧密相连。本文采用江西省 1985~2012 年金融发展、FDI 与产业结构优化的时间序列数据，实证研究江西省金融发展、FDI 对其产业结构优化的影响。研究结果显示：江西省金融发展、FDI 及两者的相互作用与产业结构优化之间存在长期稳定的均衡关系；目前 FDI 对江西产业结构的推动作用显著，金融发展水平对江西省产业结构优化起到了抑制作用，而金融发展和 FDI 的相互作用对产业结构调整有明显的促进作用，说明强调二者协同发展更有利于优化产业结构。本文最后就促进产业结构优化提出了几点建议。

【关键词】：金融发展，FDI，产业结构优化

金融发展和 FDI 是保证产业结构调整、促进产业结构优化的重要推动力。同时，金融发展水平和 FDI 实际利用状况的不同会造成不同地区产业结构的调整呈现不同态势。因而，探索产业结构优化和金融发展、FDI 之间的关系，对加快产业结构调整、促进经济发展有一定的现实意义。

综合国内外研究现状可以看出，国外对于金融发展、FDI 与经济发展的研究多是理论创新，国内的研究则集中在实证分析。进一步地，产业结构优化升级作为经济可持续发展的重要标志之一，直接反映了经济发展的水平，在经济发展过程中扮演着重要角色。然而关于 FDI、金融发展与产业结构变动之间的关系则鲜有研究。为此，本文在借鉴前人研究经验的基础上，以江西省为研究对象，探讨金融发展、FDI 对产业结构优化的影响。

一、模型设定和变量、数据选取

依据现有理论和数据的可得性，本文选取产业结构优化指标为被解释变量，FDI、金融发展、人力资本、贸易开放度等变量为解释变量。借鉴沙文兵(2011)的思路，本文构建经济计量模型如下：

$$G23=C+\beta_1LFDI+\beta_2FIR+\beta_3LFDI.FIR+\beta_4LHS+\beta_5OPE+u$$

被解释变量 G23 为产业结构优化指标，本文采用第二、三产业产值之和占江西省 GDP 的比重来反映江西省产业结构的优化。我们认为产业结构的优化主要体现在产业比例关系变化上，因此，产业结构优化指标 $G23=(\text{第二产业产值}+\text{第三产业产值})/\text{GDP}$ 。

^{*1} **作者简介：**彭继增(1967-)，男，江西泰和人，博士，南昌大学经济与管理学院，教授，硕士生导师，研究方向：流通经济学，国际经济学；刘运(1992-)，女，江西泰和人，南昌大学经济与管理学院，硕士生，研究方向：世界经济；徐诗文(1990-)，男，江西丰城人，南昌大学经济与管理学院，硕士生，研究方向：人口经济学。

解释变量的选取方面：(1)LFDI 为外商直接投资。只有实际利用的外资才能够对产业结构优化产生影响，所以本文选用江西省各年实际利用外资额作为 FDI 的度量指标；(2)FIR 为金融发展。在考察一个国家或地区的金融发展水平时，通常有两大指标可以选择：一个是戈德史密斯提出的金融相关比率(全部金融资产/GDP)，另一个是麦式货币化指标(M2/GDP)。Levine 和 Zervos(1998)认为货币化指标不能用于度量负债的来源，也不能用于度量金融系统的资源配置，且 M2/GDP 不适合地区分析。这里我们用金融相关比率 FIR 来衡量金融发展水平，由于我们难以获得江西全部金融资产的数据，将全部资产定义为金融机构各项存贷款年末余额之和，故江西省金融相关比率 $FIR = (\text{金融机构年末存款余额} + \text{金融机构年末贷款余额}) / GDP$ ；(3)LFDI、FIR(简称 FF)为金融发展与 FDI 的交互效应。一国的金融发展水平对于 FDI 的引进、成长及国内部门的学习、模仿都十分重要，能够促进 FDI 企业以及国内企业资本积累、技术进步，从而实现经济增长(杨国威，2009)。所以选取 LFDI、FIR 作为两者交互效应的指标，用以衡量金融发展水平决定的 FDI 溢出效应对江西产业结构的影响；(4)LHM 为人力资本指标。以人力资本提升为依托的技术进步是产业结构调整顺利进行的保证，本文选用社会三大产业从业人员年末人数作为人力资本的度量指标；(5)OPE 为贸易开放度指标。对外开放通过发挥区域禀赋优势，优化资源配置，促进产业结构的调整和升级。该指标用江西省进出口总额/GDP 来衡量。

另外，C 为常数，u 为扰动项。FDI 与人力资本均取自然对数。样本区间取自 1985~2012 年，数据均来自《江西省统计年鉴》(2013)、江西省统计局，分析软件采用 EViews 6.0 版。

二、实证结果与分析

(一) 平稳性检验

为了避免使用非平稳性时间序列作回归而导致“伪回归”，首先应对数据进行平稳性检验。本文采用 ADF 单位根检验来检验各变量的平稳性，原假设为变量存在单位根。结果见表 1：

表1 各变量平稳性检验结果

序列	ADF检验值	检验类型(c, t, k)	1%临界值	5%临界值	10%临界值	结论
G23	-2.9040	(C, T, 3)	-4.3943	-3.6122	-3.2431	不平稳
$\Delta G23$	-4.7681	(C, 0, 2)***	-3.7379	-2.9919	-2.6355	平稳
LFDI	-2.9589	(C, T, 1)	-4.3561	-3.5950	-3.2335	不平稳
$\Delta LFDI$	-4.2150	(C, 0, 1)***	-3.7241	-2.9862	-2.6326	平稳
FIR	-1.6375	(C, 0, 0)	-3.6999	-2.9763	-2.6274	不平稳
ΔFIR	-4.5141	(C, 0, 0)***	-3.7115	-2.9810	-2.6299	平稳
FF	-2.8085	(C, T, 1)	-4.3561	-3.5950	-3.2335	不平稳
ΔFF	-4.3128	(C, 0, 1)***	-3.7241	-2.9862	-2.6326	平稳
LHM	-2.6856	(C, T, 1)	-4.3561	-3.5950	-3.2335	不平稳
ΔLHM	-3.0893	(C, 0, 0)**	-3.7115	-2.9810	-2.6299	平稳
OPE	-0.5811	(C, 0, 0)	-3.6999	-2.9763	-2.6274	不平稳
ΔOPE	-5.0767	(C, 0, 0)***	-3.7115	-2.9810	-2.6299	平稳

注：表示一级差分；***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平上拒绝单位根，即变量序列在 1%、5%、10%的显著性水平下是平稳的；(C, T, K) 分别代表所设定的检验方程含有截距、时间趋势项及滞后阶数，滞后阶数根据 SC 或者 AIC 最小原则来确定，0 表示不含 C 或 T 或滞后阶数为零。

从表 1 中可知，各变量的原始值都大于 1%、5%和 10%的临界值，因而都不能拒绝存在单位根的原假设，即各变量都是非平稳的时间序列。不过，变量的一阶差分 $\Delta G23$ 、 $\Delta LFDI$ 、 ΔFIR 、 ΔFF 及 ΔOPE 的检验统计值小于 1%的临界值，在 1%的水平上拒绝“存在单位根”的原假设；变量的一阶差分 ΔLHM 的检验统计值小于 5%的临界值，在 5%的水平上拒绝原假设。因而，各自在相应的水平上拒绝“存在单位根”的原假设，即可以认为这些变量均为一阶单整 I(1)。

(二) 协整检验

由上述单位根检验已知，原序列都是非平稳的时间序列，进行一阶差分后是平稳的，说明它们之间可能存在“长期均衡关系”。下面采用 Johansen 协整检验法对各变量之间是否存在长期关系即协整关系进行检验。Johansen 协整检验是一种以 VAR 模型为基础的进行多变量协整检验的方法，其最优滞后期的选择依据无约束 VAR 模型的残差分析得到滞后期为一阶(表 2)。从表 2 的检验结果可知，第一列的“None”表示检验原假设是：“存在零个协整关系”，该假设下的迹统计量为 128.4152，大于 5%的临界值 95.75366，因此拒绝原假设，从而表明至少存在一个协整关系，即各变量间存在长期均衡关系。

表2 各变量Johansen协整关系检验结果

原假设	特征值	迹统计量	5%临界值	P值
None *	0.902237	128.4152	95.75366	0.0001
At most 1	0.631184	67.95974	69.81889	0.0697
At most 2	0.58231	42.02584	47.85613	0.158
At most 3	0.387105	19.32744	29.79707	0.4696
At most 4	0.221719	6.598848	15.49471	0.6247
At most 5	0.003129	0.081493	3.841466	0.7753

(三) 格兰杰因果关系检验

虽然上述各变量之间存在长期稳定的均衡关系，但是被解释变量与各解释变量之间是否存在因果关系，还需做进一步的检验。本文运用 Granger 因果检验方法对此进行检验。本文主要目的是检验各解释变量是否是引起被解释变量变动的原因，因而只做单向因果关系检验(表 3)。

表3 格兰杰因果检验结果

Lags: 1		
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LFDI does not Granger Cause G23	4.15271	0.0527
FIR does not Granger Cause G23	2.89471	0.1018
FF does not Granger Cause G23	4.46492	0.0452
LHM does not Granger Cause G23	3.49791	0.0737
OPE does not Granger Cause G23	0.01042	0.9195
Lags: 5		
Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LFDI does not Granger Cause G23	4.79053	0.0122
FIR does not Granger Cause G23	3.83472	0.0262
FF does not Granger Cause G23	3.79698	0.0271
LHM does not Granger Cause G23	2.15518	0.1280
OPE does not Granger Cause G23	0.71438	0.6246

从表 3 中可以看出，当滞后期为 1 时，在 10%的显著水平下，LFDI、LFDI 和金融发展的交互项 FF、人力资本 LHM 不是产业结构转型升级的格兰杰原因的假设是被拒绝的。这说明了这三者是引起产业结构优化的主要原因。而金融发展 FIR 不是产业结构升级的格兰杰原因是成立的，说明金融发展不能引起产业结构的优化。我们进一步进行格兰杰因果检验，分别选择滞后期为 2、3、4、5(表中选择滞后期为 5 为例)。我们发现，无论滞后期为多少，LFDI 不是产业结构优化的格兰杰原因的假设一直是被拒绝的，即 FDI 对产业结构优化有显著的推动作用，并且不受滞后期的制约。到滞后 5 期时，金融发展 FIR 是产业结构优化的格兰杰原因。这说明金融发展对产业结构的作用有滞后的影响，滞后期越长，这种作用就越明显。从滞后 2 期开始，人力资本 LHM 不是产业结构优化格兰杰原因的假设开始被接受，说明人力资本对产业结构升级的滞后影响有限。贸易开放水平 OPE 不是产业结构转型升级的格兰杰原因的假设一直是被接受的，说明对外贸易对江西产业结构的影响不显著。

(四) VAR 模型的估计

单纯从因果关系检验的角度来判断金融发展、FDI 与江西省产业结构优化的关系有点困难，所以我们运用 VAR 模型从动态的角度来分析金融发展和 FDI 对江西省产业结构优化的影响。对于 VAR 模型的滞后阶数的确定，根据 AIC、SC、LR 等判断标准，得到滞后期为 2，所以建立的是滞后期为 2 的 VAR (2) 模型。下面用 Eviews6.0 对 VAR 模型进行估计：

表4 VAR模型估计结果

解释变量	G23 (-1)	G23 (-2)	FDI (-1)	FDI (-2)	FIR (-1)	FIR (-2)
回归系数值	0.27652	0.338986	-0.032586	0.018647	-0.443843	0.345204
t 统计值	(0.90673)	(1.28851)	(-1.14907)	(0.66811)	(-2.26403)	(1.71986)
解释变量	LFDI, FIR (-1)	LFDI, FIR (-2)	LJM (-1)	LJM (-2)	OPE (-1)	OPE (-2)
回归系数值	0.036551	-0.029131	-0.12744	0.514274	0.148465	-0.543785
t 统计值	(2.24411)	(-1.68068)	(-0.36331)	(1.66275)	(0.52754)	(-1.64107)

注：被解释变量为 G23，该 VAR 模型中各评价统计量的值：R-squared=0.982965，Adj. R-squared=0.967239，Sum sq. Resids=0.003747，S. E. Equation=0.016978，F-statistic=62.50939，Log likelihood=78.08957。

从表 4 中可知，方程的拟合度比较高，而且整体显著，回归方程的设置是正确的。模型给出了江西产业结构优化 G23 与 FDI 等变量之间的关联性，通过估计结果可以进一步了解到，FDI、FDI 和金融发展的交互项对江西省产业结构优化的影响是显著的，各自的 t 统计量在 5% 的显著性水平下显著，但金融发展 FIR 对江西省产业结构优化的影响不显著。此外，人力资本对产业结构优化的影响不显著，劳动力资源状况决定着一个地区的产业发展路径选择，人力资本这个指标反映了江西省劳动力资源的投入主要是数量的变化，江西省产业结构仍是以劳动密集型为主，所以数量的变化最终不会导致产业结构优化的实现。外贸开放度对产业结构优化的影响也不显著，这说明尽管近年来江西省进出口呈现高速增长的态势，如 2013 年进出口总额 367.38 亿美元，比上年增长 10%，但是外贸发展的总体水平仍较低，出口商品结构不合理，高新技术产品占比低，以及加工贸易发展滞后，一般贸易占比大等问题，都使得对外贸易的发展不能真正带动产业结构的调整。

(五) 脉冲响应函数

由于 VAR 模型参数的 OLS 估计量只具有一致性，单个参数估计值的经济解释是很困难的。为了更好地对 VAR 模型进行合理分析，本文通过脉冲响应函数对此进行考察。脉冲响应函数可用于衡量来自随机扰动项一个标准差信息的冲击对内生变量当前和未来取值的影响，根据模型可得脉冲响应函数图(见图 1~3)。其中，横轴表示冲击作用的滞后期间数(单位：年)，纵轴表示 G23 分别对 LFDI、FIR、LFDI、FIR 的响应程度，实线部分表示 1 单位脉冲冲击的脉冲响应函数的时间路径，虚线部分表示 2 个标准差的置信区间。

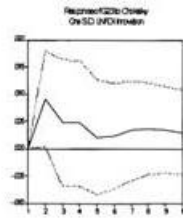


图1

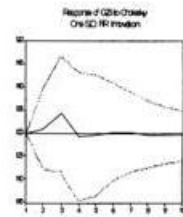


图2

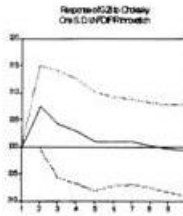


图3

图1表示LFDI对G23实施冲击后，G23的响应函数时间路径。从第1期的0上升到第2期的最大值，下降到第3期后稳定波动，说明LFDI的增加能引起后面各时期G23的增长，增长的弹性呈现先上升之后下降且小幅度波动的趋势，长期观察为正，表明FDI对江西省产业结构优化的影响存在长期正效应。研究结果与宋京(2005)、黄日福和陈晓红(2007)的结论相一致，即FDI通过出口示范、资本供给和技术外溢等途径促进了产业结构的优化升级。这就意味着，近年来江西省通过引进外资缓解了发展过程中遇到的资金瓶颈约束，弥补了经济缺口，促进了江西产业结构的资本深化。另一方面，对于江西不太发达的技术现状来说，外资的流入形成了良好的示范与带动效应，通过模仿、学习等途径促进了省内企业的技术发展，提高了江西产业的整体水平。随着投资流入所带来的先进技术和现代化管理知识以及产生的溢出效应，促进了江西的技术进步和劳动生产率的提高，同时提高了某些产业行业的高加工度和高附加值，对产业结构的合理调整起到促进作用，推动了产业结构的优化升级。

图2表示FIR对G23实施冲击后，G23的响应函数时间路径。FIR对G23的一个标准差的冲击当即没有反应，而是逐步上升，在第三期达到最大响应值，随后逐渐转弱并呈现负值。可见，FIR的脉冲响应长期来看是负相关关系。江西省金融发展对产业结构优化起到了抑制的作用。这与传统的金融发展理论不相符，和张海波、吴陶(2005)、邵明波(2009)等人的研究结果也不一致。本文认为可能原因有：一是江西省金融发展水平低下，政府不当干预导致金融结构存在缺陷，金融体制不够完善。二是省内储备不断增加的同时不良贷款也大幅增加，金融系统不良资产比例较高，而且储蓄资源没能有效转化为投资，被大量闲置，因而存贷款规模未能有效促进产业结构调整。三是五大国有银行占据主导地位，股份制银行、外资银行等金融机构作用有限，不能及时有效地满足中小企业对资金的需求，因而江西省金融发展抑制了产业结构的优化升级。

图3表示G23对LFDI、FIR的响应函数的时间路径，其脉冲响应从第2期的最大值逐渐下降，在第8期出现负值，虽然也呈现正负交替状态，但长期观察仍为正相关关系，说明外商直接投资和金融发展的相互作用对江西省产业结构的调整优化产生了积极影响。这与孙力军(2008)、覃尧(2010)的研究结论相似。FDI往往不会主动将先进技术转移给东道国企业，而如何加强技

术供给，提升企业吸纳能力，关键在于金融支持。江西省单纯强化一个金融市场对产业结构的促进力度微弱，长期来看甚至还起到抑制作用。而金融市场的发展和 FDI 的相互作用却对产业结构的优化有明显的促进作用，说明强调金融和国外投资的协同发展十分必要，既能弥补金融发展的自身不足，又能放大 FDI 的溢出效应，共同促进产业结构优化升级。此外，G23 对 LHM 和 OPE 的脉冲响应结果显示 LHM 对 G23 的长期效应不显著为正，OPE 与 G23 的长期观察为负相关关系，由于 LHM 和 OPE 不是本文的主要研究对象，不作详细探讨。

三、结论与建议

通过上面的实证分析可以得出以下结论：

江西省金融发展、FDI 及两者的相互作用与产业结构优化之间存在长期稳定的均衡关系。格兰杰因果检验结果表明，FDI、金融发展、两者的交互作用和人力资本是影响江西省产业结构优化的重要因素，其中金融发展对产业结构优化的促进作用有滞后的影响，而人力资本滞后期越长作用越不明显。贸易开放度不是产业结构优化的格兰杰原因，说明对外贸易的发展不能导致产业结构的优化；根据脉冲响应函数分析的结果，G23 对 LFDI 的脉冲响应总体上都是正向响应，表明 FDI 增加会促进产业结构的调整。金融发展对江西省产业结构优化的影响则是负面效应，这也就验证了江西省自身的金融发展水平和规模低下，储蓄资源没有有效转化为投资等原因抑制了当地产业结构的调整。而金融发展和 FDI 的相互作用 LFDI、FIR 对产业结构优化有明显的促进作用，说明强调金融和国外投资的协同发展比较重要。

根据研究结论，提出以下促进 FDI 吸收，提升金融发展水平以带动江西省产业结构优化的建议：

第一，加大引资力度并着重优化 FDI 布局。优化招商引资环境，拓宽 FDI 领域，进一步通过政策导向积极吸引 FDI 流入，保证 FDI 在“量”上的积累。江西在加大引资力度的同时，要优化 FDI 布局，即更多地注重所引入 FDI 的质量，政府须制定合理的引资政策鼓励 FDI 流入第二、三产业中技术含量高的行业，适当引导 FDI 对第一产业特别是现代农业的投资。此外，要改善江西的人力资本现状，引入高素质的科研人才，扩大 FDI 的技术外溢效应，促进产业结构优化。第二，提高金融效率并优化金融生态环境。一方面，要加大对有发展前景的中小企业支持的力度，稳定中小企业金融市场，为中小企业的发展创造优良的金融生态环境；另一方面，应鼓励商业银行加大对江西省重点行业、重点企业的有效资金投入，发挥其带动产业结构调整的领导作用。第三，鼓励金融产品的创新，放大 FDI 的技术溢出效应，金融与 FDI 协同发展推动产业结构优化。实证表明了 FDI 和金融发展的共同作用有利于江西产业结构优化，因此江西要完善金融支持体系，促进企业技术革新进步，提升对 FDI 技术溢出的吸纳能力。目前，江西省内企业资金来源的渠道比较单一，以银行贷款为主的间接融资是企业资金来源的主要渠道，单一的融资渠道不能满足企业新产业投资及技术创新对资金的需求。要加大金融产品的创新，在间接金融的发展方面，鼓励建立民营银行，缓解中小企业及民营企业的融资困境，在直接金融的发展方面，应该积极发展风险投资和证券融资市场，满足高新技术领域 FDI 的资金需求，从而放大 FDI 的技术溢出效应，最终推动产业结构优化。

参考文献：

[1] 沙文兵. 金融发展、FDI 技术溢出与中国经济增长——基于省际面板数据的实证分析[J]. 会计与经济研究, 2012, (2).

[2] Robert G. King & Ross Levine: “Finance, Entrepreneurship, and Growth:: Theory and Evidence”, *Journal of Monetary Economics*, 32(3, December): 513-542; “Finance and Growth: Schumpeter Might be Right”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(3, August): 717-737.

[3] 杨国威. 金融发展视角下 FDI 对经济增长的影响研究[D]. 重庆大学硕士论文, 2009.

-
- [4] 宋京. 外国直接投资对我国产业结构升级的影响——对外贸易视角的分析[J]. 国际贸易问题, 2005, (4).
- [5] 黄日福, 陈晓红. FDI 与产业结构升级: 基于中部地区的理论及实证研究[J]. 管理世界, 2007, (3).
- [6] 张海波, 吴陶. 中国各地区金融发展与经济增长——基于 Panel Data 模型的分析[J]. 统计与决策, 2005, (6).
- [7] 孙力军. 金融发展、FDI 与经济增长[J]. 数量经济技术经济研究, 2008, (1).
- [8] 覃尧. FDI、金融发展与经济增长——基于重庆市 1987-2006 数据的实证研究[J]. 消费导刊, 2010, (3).
- [9] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模 EViews 应用及实例[M]. 北京: 清华大学出版社, 2006.