贸易开放、金融发展与湖北产业结构优化

——基于面板数据的实证分析[1]

汪朝阳

（江汉大学 商学院，湖北 武汉 430056）

【摘 要】：选取 2006-2015 年湖北省 12 座城市的面板数据为样本，探讨了贸易开放、金融发展以及贸易开放与金融发展的交互效应对产业结构优化的作用。研究结果表明，贸易开放、金融发展显著地促进了湖北省各城市的产业结构优化，同时贸易开放和金融发展对产业结构优化存在显著的交互效应，其交互效应表现为替代性。最后从贸易开放、金融发展和人才引进三方面提出了政策建议。

【关键词】：贸易开放；金融发展；产业结构优化；交互效应

【中图分类号】：F127　　**【文献标识码】**：A　　**【DOI】**：10.3963/j.issn.1671-6477.2018.02.0016

近年来，湖北省对外贸易和金融业均取得了长足进步。1991-2015 年，湖北省对外贸易额由 15.22 亿美元增加到 455.86 亿美元，存贷款总额由 1355.65 亿元增加到 69235.42 亿元。在对外贸易和金融业快速发展的同时，湖北省产业结构也不断优化，第三产业所占比重亦由 30.02%增加到了 43.10%。在十三五规划中，湖北省就明确提出“工业化和信息化、服务业与制造业深度融合，农业现代化取得明显进展，三次产业结构进一步优化”的产业发展目标。可见，产业结构升级优化是湖北省十三五的重要目标，而贸易开放、金融发展是产业结构优化的重要推力，如何突出贸易开放和金融发展对产业结构优化的促进作用将是当前我省所面临的重大难题。

一、文献综述

国内学者在金融发展与产业结构优化、对外贸易与产业结构优化之间关系的实证研究方面作了积极尝试。在金融发展与产业结构研究方面，雷清和存典[1]认为金融发展和产业结构优化升级存在着长期稳定的均衡关系，金融相关率对产业结构合理化、高级化具有促进作用；孙武军和崔意英等[2]选取二线城市苏州与上海、北京、广州、深圳四大一线城市进行研究，认为金融发展在促进区域产业结构转型升级中具有异质性；王定祥和代红等[3]认为金融发展对产业结构合理化和高级化的促进作用具有显著的长期性和时滞性；吴爱东和东阁[4]分析了金融发展与产业结构升级的耦合协调机理，认为金融发展和产业结构升级存在良性互动关系。在对外贸易与产业结构研究方面，陈学军和黄庆波[5]认为，对外贸易对不同的产业具有不同的影响。对外贸易额与第一产业产值比重呈现较强的负相关，而第二、三产业的影响全国和辽宁呈现较为复杂的影响；吴进红[6]认为进出口总额、出口总额和进口总额与江苏省第一、第二和第三产业之间都存在着强相关关系；刘希宋和邱瑞[7]认为对外贸易和三次产业之间存在长期的动态均衡关系，且存在明显的相互促进作用，对外贸易与第二产业间的相互促进作用尤为明显；马章良、顾国[8]认为我国对外贸易对产业结构升级有影响；张捷和张媛媛等[9]认为，中国出口导向型发展模式虽然有利于加快工业化进程，但是却抑制产业结构向

[1][**收稿日期**]：2017-10-03

[**作者简介**]：汪朝阳（1978-），男，湖北武汉人，江汉大学商学院副教授，经济学博士，主要从事国际贸易、计量经济等研究。

[**基金项目**]：江汉大学博士启动基金资助项目；武汉研究院资助项目

服务化的演进；付德申和孔令[10]认为整体而言，贸易开放与产业结构升级两者之间具有相互促进的关系，东中西部出现不同的回归结果，政府相关部门在制定政策时不能忽视地区间的差异。

现有文献提供了很好的参考价值和借鉴作用，本文对现有文献补充和扩展主要表现在以下两个方面：第一，从金融发展的角度研究贸易开放与产业结构优化之间的关系；第二，本文将贸易开放与金融发展的交乘项纳入分析框架，研究贸易开放与金融发展的交互效应对产业结构升级的影响。

二、模型设定

钱纳里利用 100 多个国家的数据，提出了一个适用不同经济发展水平的产业结构变动的“标准结构”模型[11]：

$$X = \alpha_0 + \beta_1 \ln y + \beta_1 (\ln y)^2 + \beta_3 \ln N + \beta_4 (\ln N)^2 + \sum \delta_j T_j + eF$$

式中 Y 为人均国内生产总值，N 表示人口总数，T 为时间趋势变量，F 为净资源流入。本文借鉴李逢春[12]和张林[13]思路在模型中不考虑人口和时间趋势变量，建立如下面板模型：

模型 1：

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln fotr_{it} + \beta_2 \ln y_{it} + \beta_3 (\ln y_{it})^2 + \sum \gamma_{it} \ln Ctr_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型 2：

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln fin_{it} + \beta_2 \ln y_{it} + \beta_3 (\ln y_{it})^2 + \sum \gamma_{it} \ln Ctr_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型 3：

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln fotr_{it} + \beta_2 \ln fin_{it} + \beta_3 \ln y_{it} + \beta_4 (\ln y_{it})^2 + \sum \gamma_{it} \ln Ctr_{it} + \varepsilon_{it}$$

模型 4：

$$R_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \ln fotr_{it} + \beta_2 \ln fin_{it} + \beta_3 \ln fotr_{it} \times \ln fin_{it} + \beta_4 \ln y_{it} + \beta_5 (\ln y_{it})^2 + \sum \gamma_{it} \ln Ctr_{it} + \varepsilon_{it}$$

式中 R_{it} 为产业结构升级指标，$fotr_{it}$ 为各地区外贸依存度，fin_{it} 为各地区金融发展程度，y_{it} 为各地区的人均国内生产总值，Ctr_{it} 为其他控制变量，ε_{it} 为随机扰动项。模型 1 和模型 2 分别建立了外贸依存度、金融发展与产业结构升级相互关系的回归模

型；模型 3 建立了外贸依存度和金融发展共同对产业结构升级影响的回归模型，模型 4 建立了外贸依存度、金融发展以及外贸依存度与金融发展交乘项对产业结构升级影响的回归模型。交乘项来考察变量之间的关系在学术界广泛应用，若交乘项的系数为正，表示两变量之间存在互补关系；若交乘项的系数为负，表示两变量之间存在替代关系[14]。

三、变量选择及数据说明

（一）被解释变量

被解释变量为产业结构指标，国内衡量产业结构的方法比较有代表性的有周昌林等[15]产业结构水平指标、徐德云[16]产业结构升级指标和干春晖等基于泰尔指数的产业结构合理化指标。本文根据实际情况，借鉴徐德云的产业结构升级指标来度量湖北省 12 个城市的产业结构状况，其计算公式如下：

$$R = \sum_{i=1}^{3} y_i i = 1 \times y_1 + 2 \times y_2 + 3 \times y_3$$

式中：y_i 为第 i 产业增加值占地方国内生产总值的比重，只测度产业升级程度，R∈[1，3]，R 越大其产业结构层次或高度就越大。

（二）解释变量

贸易开放水平：本文采用各市进出口总额占 GDP 的比重来代替。将美元核算的进出口总额按当年美元与人民币的中间价折算成人民币，再与各市的地方 GDP 比值所得外贸依存度来表示贸易开放水平。用 lnfotr 表示其对数形式。

金融发展水平：用各地的存贷款余额之和与地方生产总值之比表示。用 lnfin 表示其对数形式。

（三）控制变量

经济发展水平：钱纳里的“标准结构”模型中已经引入了人均国内生产总值的对数型式以及对数型式的平方作为被解释变量，本文继续保留并用来表示经济发展水平。人均 GDP 用湖北省历年的地区 GDP 指数进行平减（以 2006 年为基期），消除价格因素带来的影响，用 y 表示。

人口密度：各城市每平方公里上的人口数，用 pode 表示。

人力资本：这里用在校大学生人数来代替，用 hu 表示。

技术创新水平：国内现有文献中一般用专利申请数量、专利授权数量、技术进步效率指数和研发经费投入等指标衡量技术创新水平，本文选用各地市的专利授权量作为技术创新水平的替代变量。2006 年湖北省 12 个城市的专利授权数据缺失，本文用 2005-2007 年的平均值代替，用 patent 表示，数据均来自各年的《湖北统计年鉴》。

四、计量分析和设定

（一）描述性统计

表 1 描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
R	120	2.2302	0.1168	2.0466	2.4838
lnfotr	120	-2.5999	0.8488	-3.8776	-0.5894
lnfin	120	0.5518	0.3276	-0.1323	1.2803
lnpode	120	6.0986	0.6703	4.9515	8.0125
lnhu	120	1.3919	1.1731	-0.5108	4.5710
lnpatent	120	6.3228	1.2662	3.9608	9.9841

图 1 和图 2 显示了本文所分析的被解释变量与核心解释变量的散点图及其拟合线，即湖北省 12 个城市产业结构优化与外贸依存度、金融发展之间的散点图及拟合线。图中纵轴表示产业结构升级指数 F，横轴分别表示外贸依存度和金融发展的对数值。通过散点图和拟合线可以看出，外贸依存度、金融发展与产业结构优化之间存在一定程度的正相关关系。

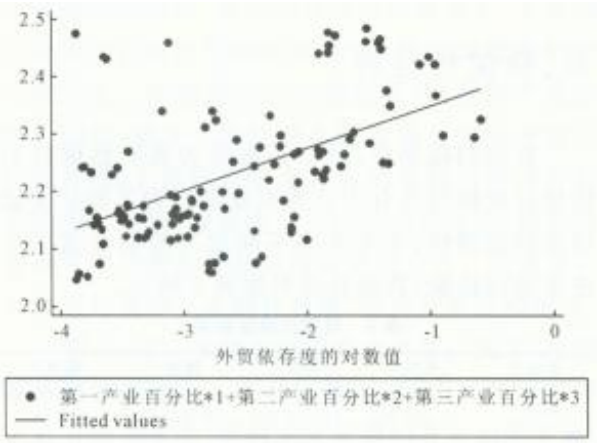

图 1 外贸依存度与产业结构优化

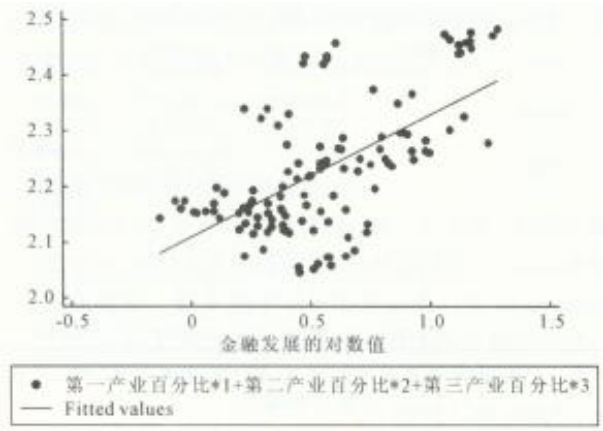

图 2 金融发展与产业结构优化

（二）面板回归模型分析

面板回归模型一般有：混合效应模型（Pooled OLS Model）、固定效应模型（Fixed Effect Model）和随机效应模型（Random Effect Model）三种形式。本文采用 Wald 检验来选择混合效应还是固定效应；采用 BP 检验来选择混合效应还是随机效应；采用 Hausman 检验选择固定效应还是随机效应。其模型选择检验结果如表 2 所示。

表 2 模型选择检验结果

检验目的	检验方法	模型 1		模型 2	
		结果	结论	结果	结论
混合还是固定效应	Wald 检验	F=41.94 P=0.0000	固定效应	F=30.61 P=0.0000	固定效应
混合还是随机效应	BP 检验	Chi2=183.56 P=0.0000	随机效应	Chi2=205.06 P=0.0000	随机效应
固定还是随机效应	Hausman 检验	Chi2=20.42 P=0.0023	固定效应	Chi2=lb.67 P=0.0156	固定效应
检验目的	检验方法	模型 3		模型 4	
		结果	结论	结果	结论
混合还是固定效应	Wald 检验	F=34.66 P=0.0000	固定效应	F=37.01 P=0.0000	固定效应
混合还是随机效应	BP 检验	Chi2=153.62 P=0.0000	随机效应	Chi2=152.17 P=0.0000	随机效应
固定还是随机效应	Hausman 检验	Chi2=15.37 P=0.0315	固定效应	Chi2=16.87 P=0.0315	固定效应

由表 2 可知，模型 1-4 在混合模型和固定效应模型之间，选择固定效应模型；在混合模型和随机效应模型之间，选择随机效应模型；在固定效应模型与随机效应模型之间，选择固定效应模型。故可以判断，模型 1-4 均选择固定效应模型，其固定效应回归估计结果如表 3 所示。

表 3 面板数据固定效应模型分析结果

变量类别	变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
解释变量	lnfotr	0.0473***（0.00798）		0.0292***（0.00763）	0.0342***（0.00758）
	lnfin		0.128***（0.0169）	0.100***（0.0174）	0.0991***（0.0168）
	lnfor×lnfin				—0.0425***（0.0149）
	lny	0.784（0.509）	1.694***（0.396）	0.763*（0.444）	1.107**（0.446）
	lny2	-0.0358（0.0258）	—0.0821***（0.0200）	-0.0346（0.0225）	-0.0518**（0.0226）

控制变量	lnpode	0.0798*** （0.0159）	0.103*** （0.0127）	0.0753*** （0.0139）	0.0753*** （0.0134）
	lnhu	-0.0511*** （0.0172）	-0.0525*** （0.0159）	—0.0522*** （0.0150）	-0.0497*** （0.0145）
	lnpatent	—0.00270 （0.00409）	-0.00581 （0.00372）	-0.00307 （0.00357）	-0.00396 （0.00346）
	Constant	-2.281 （2.546）	-7.051*** （1.952）	-2.263 （2.219）	-8.79493
Observations		120	120	120	120
R-squared		0.881	0.898	0.911	0.917

注：（1）括号中的数值为标准差；（2）显著性水平：***p＜0.01，**p＜0.05，*p＜0.1

对于“大 N，小 T 型”面板数据，我们还需考虑面板数据的误差项存在异方差、序列相关及截面相关问题[18]。本文采用 Wooldridge 检验来检验序列自相关，用 Peasamn’s CD 来检验截面相关，用 Wald 检验来检验截面异方差[19]，上述检验结果如表 3 所示。对于可能存在的异方差、序列相关及截面相关问题，本文采用 Driscoll 和 Kraay 的方法（DK 方法）进行修正，具体在 STA-TA13.0 软件中，采用 XTSCC 命令来完成。其修正后结果如表 4 所示。

表 4 面板序列相关、截面相关和截面异方差检验结果

检验目的	检验方法	模型 1		模型 2	
		结果	结论	结果	结论
序列相关检验	Wooldridge 检验	F=8.523 P=0.0139	存在	F=11.281 P=0.0064	存在
截面相关检验	Peasaran’s 检验	Peasaran’s=5.595 P=0.0000	存在	Peasaran’s=2.097 P=0.0360	存在
截面异方差检验	Wald 检验	Chi2=109.08 P=0.0000	存在	Chi2=210.75 P=0.0000	存在
检验目的	检验方法	模型 3		模型 4	
		结果	结论	结果	结论
序列相关检验	Wooldridge 检验	F=9.031 P=0.0120	存在	F=8.762 P=0.0130	存在
截面相关检验	Peasaran’s 检验	Peasaran’s=2.695 P=0.0078	存在	Peasaran’s=2.190 P=0.0285	存在
截面异方差检验	Wald 检验	Chi2=345.11 P=0.0000	存在	Chi2=88.31 P=0.0000	存在

根据表 4 可知，模型 1-4 均存在序列相关、截面相关和截面异方差的情况，在 STATA 命令 XTSCC 中选择滞后一期来修正其序列相关性。经过 DK 法修正后的结果如表 5 所示。

表 5 采用 DK 法修正后的面板回归结果

变量类别	变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
解释变量	lnfotr	0.0473*** （0.00440）		0.0292*** （0.00284）	0.0342*** （0.00546）
	lnfin		0.128*** （0.00978）	0.100*** （0.0117）	0.0991*** （0.00885）
	lnfotr×lnfin				-0.0425*** （0.0125）
	lny	0.784** （0.255）	1.694*** （0.226）	0.763*** （0.216）	1.107*** （0.174）
	lny2	—0.0358** （0.0125）	—0.0821*** （0.0114）	—0.0346*** （0.0107）	-0.0518*** （0.00872）
控制变量	lnpode	0.0798*** （0.00708）	0.103*** （0.0167）	0.0753*** （0.00895）	0.0753*** （0.00536）
	lnhu	—0.0511*** （0.00957）	-0.0525*** （0.0117）	—0.0522*** （0.00973）	-0.0497*** （0.00995）
	lnpatent	-0.00270 （0.00334）	-0.00581 （0.00384）	-0.00307 （0.00301）	-0.00396 （0.00303）
	Constant	-2.281 （1.273）	—7.051*** （1.134）	-2.263* （1.072）	—3.951*** （0.860）
Observations		120	120	120	120
R-squared		0.881	0.898	0.911	0.917

注：（1）括号中的数值为标准差；（2）显著性水平：***p＜0.01，**p＜0.05，*p＜0.1

根据表 2 和表 4 的结果，模型 1 表明，外贸依存度对产业结构优化有显著的正向效应，其系数为 0.0044，经过 DK 法修正后的标准误虽有所下降，但均在 1%的水平上显著。模型 2 表明，金融发展对产业结构高级化有显著的正向效应。其系数为 0.128，无论是原模型还是修正后的模型均在 1%水平上显著。

模型 3 中把外贸依存度和金融发展同时加入回归方程，这两个变量对产业结构优化的促进作用仍然十分显著，但两者系数大小和模型 1 和模型 2 相比均有所减小。为了进一步研究外贸依存度和金融发展的相互影响对产业结构优化的作用，这里我们加入两者的交互项，亦即模型 4 的形式。为了减少加入交乘项后，lnfotr 和 lnfin 以及交乘项的三个变量多重共线性的可能性，这里采用先把变量中心化后，然后再产生他们交乘项的方法进行处理[20]，其结果如表 2 和表 4。无论采用固定效应模型还是经过 DK 法修正后的模型，交乘项的系数均为负，说明贸易依存度和金融发展的对产业结构的优化起显著的抑制作用，即两者对产业结构优化的影响表现为替代效应。说明，贸易开放的边际产业结构优化效应随着金融发展程度的增加而降低，金融发展在一定程度上削弱了贸易开放对产业结构优化的影响。

在控制变量中，人口密度对产业结构的优化起显著的促进作用，而大学生的在校人数显著地阻碍了产业结构的优化，专利授权数对产业结构优化也起阻碍作用但其影响并不显著。说明湖北省各市大学生并没有形成转变产业结构的动力，各市大学生并未留在其所读大学的城市可能是其重要原因。同时其科技创新能力也没有转换成现实生产力，其科技转换能力有待进一步提升。

五、稳健性检验

在回归模型中，回归系数是否具有稳健性对构建计量模型具有十分重要意义。为了验证实证结果的稳健性，本文采用不断加入控制变量的方法来进行检验，其检验结果如表 6 所示。

依次加入人口密度、在校大学生数以及专利授权数等控制变量，如模型 6 至模型 8 所示。结果显示外贸依存度和金融发展的系数符号不变，其大小也接近，整体而言，回归结果并无显著性差异，说明模型设定有效，结构稳定可靠，外贸依存度和金融发展对产业结构优化有稳健的促进关系。

表 6 稳健性检验结果

变量名	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
Infotr	0.0714	0.0319***	0.0305***	0.0292***
	（0.00730）	（0.00792）	（0.00747）	（0.00763）
lnfin	0.106***	0.0990***	0.100***	0.100***
	（0.0228）	（0.0184）	（0.0174）	（0.0174）
lny	-1.175**	0.433	0.735*	0.763*
	（0.505）	（0.462）	（0.442）	（0.444）
lny2	0.0665**	-0.0185	-0.0333	-0.0346
	（0.0254）	（0.0235）	（0.0225）	（0.0225）
lnpode		0.0982***	0.0783***	0.0753***
		（0.0131）	（0.0134）	（0.0139）
lnhu			-0.0548***	-0.0522***
			（0.0146）	（0.0150）
lnpatent				-0.00307
				（0.00357）
Constant	7.470***	-0.801	-2.138	-2.263
	（2.519）	（2.317）	（2.211）	（2.219）
Observations	120	120	120	120
R-squared	0.842	0.898	0.91	0.911

注：（1）括号中的数值为标准差；（2）显著性水平：***p＜0.01，**p＜0.05，*p＜0.1

六、结论与建议

本文选取 2006-2015 年湖北省 12 座城市的面板数据为样本，探讨了贸易开放、金融发展对产业结构优化的关系。估计结果表明，贸易开放、金融发展显著地促进了湖北省各城市的产业结构优化，且两者之间还存在对产业结构优化的交互作用，其交互作用表现为替代性。控制变量中人口密度对产业结构优化表现为显著的促进作用；在校大学生对产业结构优化表现为显著的抑制作用。本文研究结果所包含的政策建议如下：

第一，进一步扩大贸易开放。湖北应坚定不移地推进“一带一路”，积极推进湖北自贸区建设，加强区域合作，促进出口，加大进口从而优化产业结构。

第二，进一步发展金融业。引入市场机制，深化金融体制改革，在经济发展的新常态下，多鼓励商业银行把资金贷给高附

加值、科技含量高的产品和企业。构建多层次的融资平台，促进产业转型。同时，要进一步协调金融发展与贸易开放之间的关系，上述研究中发现金融发展与贸易开放交乘项为负值，说明在产业结构优化方面，湖北省金融发展与贸易开放并没有形成合力。应该进一步吸收外贸型企业的存贷款，促进产业结构优化。

第三，进一步加大招才引才力度。人才，是赶超发展的源动力。湖北特别是武汉，每年培养出近百万的大学生，但对人才资源的开发力度不够，大量优秀人才流失，湖北省应出台更有力的政策，留住本地培养的人才，吸引外地甚至海归人才，正真成为“大学之城”、“创新之城”。

注 释：

①数据来源《湖北统计年鉴》。

②对于“大 N，小丁”型的面板数据一般采用 Driscoll 和 Kraay（1998）的方法进行修正；对于“小 N，大 T”型的面板数据一般采用 FGLS 的方法进行修正，本文为“大 N，小 T”型的面板数据，故采用 DK 法修正。

[**参考文献**]：

[1]雷清，存典.金融发展与产业结构优化关系的实证研究[J].统计与决策，2012（8）：143-146.

[2]孙武军，崔意明，赵明.金融发展与产业结构调整升级一来自北、上、广、深、苏五市的经验证据[J].湖南大学学报：社会科学版，2013（3）：54-60.

[3]王定祥，代红，小华.中国金融发展与产业结构优化的实证研究——基于金融资本视角[J].西安交通大学学报：社会科学版，2013（9）：1-6.

[4]吴爱东，东阁.中国金融发展与产业结构升级的关系——基于耦合协调度模型[J].南方金融，2017（3）：28-36.

[5]陈学军，黄庆波.对外贸易与辽宁老工业基地产业结构优化升级[J].社会科学辑刊，2006（6）：13-19.

[6]吴进红.对外贸易与江苏产业结构升级[J].南京社会科学，2006（6）：134-139.

[7]刘希宋，邱瑞.我国对外贸易与产业结构关系动态分析[J].统计与决策，2009（4）：110-111.

[8]马章良，顾国达.我国对外贸易与产业结构关系的实证研究[J].国际商务（对外经济贸易大学学报），2011（6）：17-25.

[9]张捷，张媛媛，莫扬.对外贸易对中国产业结构向服务化演进的影响[J].财经研究，2013（6）：16-27.

[10]付德申，孔令.贸易开放、产业结构升级与经济增长[J].商业研究，2016（8）：25-31.

[11]H•钱纳里.发展的型式 1950—1970（中译本）[M].李新华，译.北京：经济科学出版社，1988：163.

[12]李逢春.对外直接投资与母国产业升级效应：来自中国省际面板数据的实证研究[J].国际贸易问题，2012（6）：124-134.

[13]张林.中国双向FDI、金融发展与产业结构优化[J].世界经济研究，2016（10）：111-124.

[14]郑志刚，吕秀华.董事会独立性的交互效应和中国资本市场独立董事制度政策效果的评估[J].管理世界，2009（7）：133-144.

[15]周昌林，魏建良.产业结构水平测度模型与实证分析[J].上海经济研究，2007（6）：15-21.

[16]徐德云.产业结构升级形态决定、测度的一个理论解释及验证[J].财政研究，2008（1）：46-49.

[17]干春晖，郑若谷，余典范.中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J].经济研究，2011（5）：4-16.

[18]曲如晓，江铨.人口规模、结构对区域碳排放的影响研究——基于中国省级面板数据的经验分析[J].人口与经济，2012（2）：10-17.

[19]丁冬，郑风田.撤点并校：整合教育资源还是减少教育投入？——基于1996-2009年的省级面板数据分析[J].经济学（季刊），2015（1）：603-622.

[20]Jeffrey M.Wooldridge.计量经济学导论（第四版）[M].费剑平，校译.北京：中国人民大学出版社，2010：186.