



12

产业组织评论

Industrial Organization Review

第6卷 第4辑 (总第12辑) 2012年12月

Vol. 6 No. 4 (Gen. 12) Dec. 2012

肖兴志 主编

-
- ◆ 张抗私 盈 帅 戴丽霞
产业结构变动对就业有何影响?
 - ◆ 乔晓楠 姜华东
出口导向型经济的最优环境政策研究
 - ◆ 董维刚 梁姗姗 许玉海
平台企业合作模式选择及其经济效应
 - ◆ 胡 超 张 捷
制度环境与服务企业的金融约束
 - ◆ 李 怀 张 悦
基于食品安全视角的大豆产业全球商品链分析
 - ◆ 卢 宇 柳学信
我国城市公交行业改革的模式与路径研究
 - ◆ 刘凤芹 王姚瑶
资产专用性、敲竹杠及其治理安排：一个前沿综述
 - ◆ 张 晨 何叶青 李明志
信用评价对网上交易影响的实证研究述评

中国社会科学出版社



产业组织与企业组织研究中心
(教育部人文社会科学重点研究基地)
中国工业经济学会

产业组织评论

Industrial Organization Review

第6卷 第4辑 (总第12辑) 2012年12月

Vol. 6 No. 4 (Gen. 12) Dec. 2012



肖兴志 主编

中国社会科学出版社

图书在版编目 (CIP) 数据

产业组织评论. 第 12 辑/肖兴志主编. —北京:
中国社会科学出版社, 2012. 12

ISBN 978 - 7 - 5161 - 2033 - 0

I. ①产… II. ①肖… III. ①产业组织—研究—丛刊
IV. ①F062. 9 - 55

中国版本图书馆 CIP 数据核字 (2012) 第 315259 号

出 版 人 赵剑英
选题策划 卢小生
责任编辑 卢小生
责任校对 张玉霞
责任印制 李 建

出 版 中国社会科学出版社
社 址 北京鼓楼西大街甲 158 号 (邮编 100720)
网 址 [http: //www. csspw. cn](http://www.csspw.cn)
中文域名: 中国社科网 010 - 64070619
发 行 部 010 - 84083635
门 市 部 010 - 84029450
经 销 新华书店及其他书店

印 刷 北京市大兴区新魏印刷厂
装 订 廊坊市广阳区广增装订厂
版 次 2012 年 12 月第 1 版
印 次 2012 年 12 月第 1 次印刷

开 本 787 × 1092 1/16
印 张 12. 5
插 页 2
字 数 245 千字
定 价 30. 00 元

凡购买中国社会科学出版社图书, 如有质量问题请与本社发行部联系调换

电话: 010 - 64009791

版权所有 侵权必究

顾问

吕 政 中国社会科学院

主 编

肖兴志 东北财经大学

学术委员会 (按拼音排序)

艾洪德	东北财经大学	陈富良	江西财经大学
陈宏民	上海交通大学	干春晖	上海财经大学
高良谋	东北财经大学	金 碚	中国社会科学院
林 平	香港岭南大学	刘秉镰	南开大学
刘志彪	南京大学	卢东斌	中国人民大学
卢福财	江西财经大学	吕 炜	东北财经大学
戚聿东	首都经贸大学	曲振涛	哈尔滨商业大学
荣朝和	北京交通大学	王俊豪	浙江财经学院
王 询	东北财经大学	武常岐	北京大学
夏春玉	东北财经大学	夏大慰	上海国家会计学院
于 立	天津财经大学	于良春	山东大学
郁义鸿	复旦大学	原毅军	大连理工大学
臧旭恒	山东大学	张昕竹	中国社会科学院

编辑部主任

吴绪亮

编辑部副主任

窦一杰

目 录

[论 文]

产业结构变动对就业有何影响? ——基于

斯托克夫指数的视角 张抗私 盈 帅 戴丽霞 (1)

出口导向型经济的最优环境政策研究 乔晓楠 姜华东 (19)

平台企业合作模式选择及其经济效应——基于

对固有收益影响的分析 董维刚 梁姗姗 许玉海 (31)

制度环境与服务企业的金融约束——基于

跨国截面企业层级数据的实证研究 胡 超 张 捷 (44)

基于食品安全视角的大豆产业全球商品链分析 李 怀 张 悦 (63)

我国城市公交行业改革的模式与路径研究 卢 宇 柳学信 (83)

中国对中亚国家直接投资与双边贸易的

区域经济一体化效应 杨殿中 (96)

横向合并指南 美国司法部 联邦贸易委员会 (107)

[综 述]

资产专用性、敲竹杠及其治理安排:

一个前沿综述 刘凤芹 王姚瑶 (139)

信用评价对网上交易影响的实证

研究述评 张 晨 何叶青 李明志 (159)

中国农村金融产业组织问题研究述评与展望 熊德平 (168)

[书 评]

《价格合谋的反垄断政策研究》评介 唐晓华 (184)

CONTENTS

[RESEARCH PAPER]

- The Effect of Industrial Structure Variation on
Employment Kang – si Zhang, Shuai YING, Li – xia DAI(1)
- The Optimal Environmental Policy Research for An Export –
oriented Economy Xiao – nan QIAO, Hua – dong JIANG(19)
- Incentive and Welfare Comparison between Intra – industry and
Inter – industry Platform
Cooperation Wei – gang DONG, Shan – shan LIANG, Yu – hai XU(31)
- Institutional Environments and the Financial Constraints
of Service Enterprises Chao HU, Jiang ZHANG(44)
- Global Soybean Chain Analysis: A Perspective
from Food Safety Huai LI, Yue ZHANG(63)
- Research on the Reform Model and Path of Urban Public
Transport Industry in China Yu LU, Xue – xin LIU(83)
- Effect of China's Direct Investment and Bilateral Trade in
Central Asian Countries on Regional
Economic Integration Dian – zhong YANG(96)
- Horizontal Merger Guidelines
..... U. S. Department of Justice and the Federal Trade Commission (107)

[LITERATURE REVIEW]

- Asset Specificity, Hold Up and its Governance Arrangements:
A Frontier Review Feng – qin LIU, Jia – yao WANG(139)
- Impact of Reputation Systems on Online Transactions:
A Critical Review of Empirical
Research Chen ZHANG, Ye – qing HE, Ming – zhi LI(159)
- Review on Industrial Organization Issues on China's
Rural Finance De – ping XIONG(168)

[BOOK REVIEW]

- Review on the Antitrust Policy of Price Collusion Xiao – hua TANG(184)

[论 文]

产业结构变动对就业有何影响？ ——基于斯托克夫指数的视角

张抗私 盈 帅 戴丽霞

摘 要 本文引入斯托克夫指数构建向量自回归模型，对1979—2010年我国产业结构、就业结构与城镇登记失业率的数据进行实证检验，分析中国产业结构与就业结构互动关系中存在的问题。研究发现，改革开放以来，我国产业结构与就业结构相互牵拉，但产业结构变动没有引起就业总量的变化。短期内，第二和第三产业结构的变动都会导致城镇登记失业率的上升。第二产业中资本对劳动的替代效应大于其创造效应，第三产业对就业的牵引作用大于第二产业对其的抑制作用。由此，本文给出了调整第二产业技术进步路径，优化第三产业结构，消除劳动力市场制度壁垒等对策建议。

关键词 斯托克夫指数 产业结构 就业结构

一 引言

产业结构“质”的方面揭示了产业间技术经济发展的趋势，“量”的方面显现了不同产业间投入与产出的比例关系。在此期间，资本、劳动等要素在国民经济各部门中也形成了相应的数量比例和质量的配置，表现为资本结构和就业结构。国外经济学家佩第、克拉克、库兹涅茨等指出，伴随着经济发展和技术进步，不同产业的收益率出现差异，为了实现产业之间收益的平衡，资源和生产要素逐步由第一产业向第二、第三产业转移。相应的，劳动力资源也经历着从第一产业向第二、第三产业转移的过程，表现为就业结构

基金项目：教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“经济增长中的产业结构与就业结构研究”（11JJD790052）、国家社会科学重大项目“中国当代社会管理与国家科学发展战略研究”子课题“创新社会管理中就业政策和战略研究”（12&ZH002-8）、国家社会科学基金项目“女大学生就业难问题的成因及相关政策研究”（10BJY032）和“新生代农民工创业的机理、模式与路径研究”（11BGL045）。

作者简介：张抗私，东北财经大学产业组织与企业组织研究中心/经济学院教授，博士生导师；盈帅，东北财经大学博士研究生；戴丽霞，汇丰银行（中国）有限公司大连分公司中级经济分析师。

的变动。产业结构与就业结构相互牵制,互为制约。

国内学者也利用很多分析方法来研究它们之间的相互关系,包括就业弹性^①(张车伟等,2002;蔡昉等,2004)、结构偏离度^②(何德旭,2008)、灰色关联度^③(周建安,2006)、偏离一份额法^④(张晓旭,2007)以及时间序列的经济计量分析(黄仁德,2008)。研究结论主要有以下四个方面:其一,产业结构决定就业发展,产业结构决定就业结构(郭军等,2006);反过来,就业结构的变动也推动产业结构的变化(高波等,2012)。其二,理想状态下,产业结构与就业结构二者之间应该协调有序发展,但在我国现阶段,三次产业均面临着产业结构与就业结构不相匹配的情况(何德旭,2008)。其三,目前我国较高的经济增长率与低技术,低资本的产业结构和就业结构并存。长期来看,只有冲破这种二元形态才能实现经济的可持续发展。其四,产业结构、就业结构应该与社会生产力发展的阶段相适应,它们都经历着一个从低级向高级发展的过程,产业结构与就业结构的协调发展是经济发展的必然要求(李仲生,2003)。

当前我国产业结构与就业结构的现状是:第一产业结构占比依然较大,从业人员数量居高不下,劳动生产率水平亟待提高;第三产业尽管加快了发展速度,但占比仍相对偏低,目前发达国家第三产业在国民经济中的占比已经达到50%—65%,而我国第三产业的占比仅为43.4%,发达国家第三产业要素占比达到60%—75%,而我国仅为34.6%^⑤。那么,我国第二产业变化及该领域要素的数量、质量变动程度是怎样的?进一步讲,目前我国整体产业结构与就业结构的互动现状、所反映的问题以及激励政策是怎样的?对这些问题的思考和研究变得尤为必要。国内外学者从多个角度论证了产业结构与就业结构之间的互动关系,然而,从产业结构对就业变动的离散程度这一视角的研究还十分少见。基于此,本文另辟蹊径,从较为鲜见的就业变动的离散程度——斯托克夫指数(Stoikov,1966)视角入手,实证检验我国产业结构与就业结构的离散程度,旨在诠释我国当前产业结构与就业结构交互作用中存在的问题,为相关产业政策的制定提供理论依据。

本文的研究思路:首先,利用“结构变化值”指标(周振华,1995)对产业结构、就业结构与就业总量三个变量进行因果关系检验,找出产业结构

① 就业弹性是就业增长率与经济增长率的比值,用于描述经济增长对就业的吸纳能力。

② 结构偏离度指各产业的增加值比重和就业比重之比与1的差,用公式表示为:结构偏离度 = GDP的产业构成百分比/就业的产业构成百分比 - 1。

③ 灰色关联度分析是把产业结构看成一个灰色系统,以就业结构的样本数据为依据,用关联度来描述因素之间关系的大小和强弱。

④ 偏离一份额分析法是将一定期间的区域经济发展状况与标准区(参照量)作比较,能比较准确地确定区域内各产业(部门)的发展状况与标准区相关产业(部门)相比竞争力的大小,具有较强的综合性和动态性。

⑤ 数据为2011年国家统计局初步核实数。

与就业结构之间的互动机理与互动模式。然后,引入斯托克夫指数来测度产业间就业变动的离散程度,进一步构建城镇登记失业率与斯托克夫指数的向量自回归模型,利用脉冲响应函数来分析产业结构变动对城镇登记失业率的短期冲击。最后,分析产业结构与城镇登记失业率二者之间的长期对应关系。

二 产业结构与就业关系的实证分析

(一) 相关概念界定

产业结构有两个方面的含义:“质”的方面动态揭示了产业间技术经济发展的趋势,“量”的方面静态显现了产业间投入与产出的比例关系(蒋昭侠,2005)。本文所涉及的研究是“量”方面的产业结构。相应的,产业结构变动指的就是三次产业在国民经济中构成比例的变化。产业结构升级广义上指的是产业结构从低级形态(第一产业)向高级形态(第二、第三产业)转变的过程,狭义上是指某一产业内部从低生产率向高生产率,从低附加值向高附加值的发展过程(国务院发展研究中心,2010)。而产业转型指的是一个国家和地区根据国内外经济形势,通过市场、行政等手段对现存产业结构进行的直接或间接的调整,也指某一产业(行业)内,资本、劳动等要素的再配置。产业结构变动与产业结构升级的区别在于:前者指的是各产业在国民经济中构成比例的变化,是“量”上的变动,而后者侧重于产业间及产业内部“质”上的提高。产业结构变动与产业转型的区别在于:前者是产业间构成比例的客观反映,而后者更强调政府对各产业或要素的主动调整。

就业结构是指劳动力在国民经济各部门、各产业(行业)、各地区分配的比例关系(胡学勤,2004)。按照不同的标准,就业结构可以划分为不同的方面,比如,就业的城乡结构、就业的知识结构、就业的区域结构等。本文研究的就业结构是按照三次产业来划分的,指劳动力在三次产业中的数量比例关系。

(二) 产业结构、就业结构与就业总量的关系

产业结构影响就业结构,同时,就业结构对产业结构也有推动作用(高波等,2012)。改革开放以来,伴随着我国经济的快速发展,产业结构和就业结构均有一定程度的发展变化。那么,它们之间是否存在互动关系?如果存在的话,二者之间的互动关系或者互动模式又是怎样的?为此,本文将对我国产业结构、就业结构和就业总量三个变量进行因果关系检验,选取的指标为就业总量(JY)、产业结构变化值(CYJG)以及就业结构变化值(JYJG)。其中,就业总量指标以《中国统计年鉴》中的“就业人员数”来代替,具体指的是16周岁(含)以上,从事一定社会劳动并取得劳动报酬

或经营收入的人员,该指标反映了一定时期内全部劳动力资源的实际利用情况。三次产业产出结构变化值和就业结构变化值两个指标采用周振华(1995)在《现代经济增长中的结构效应》一书中给出的结构变化总值的度量公式,具体为:

$$S_t = \sum_{i=1}^n |q_{it} - q_{i0}| \quad (1)$$

式中, S_t 代表 t 时期的结构变化总值, q_{it} 代表 t 时期产业 i 的结构值, q_{i0} 代表基期产业 i 的结构值。

本文把 1978 年设为基期,按照 (1) 式计算出 1979—2010 年三次产业产出结构与就业结构的总变化值(见表 1)。

表 1 产业结构与就业结构的总变化值 单位: %

年份	产出结构变化值	就业结构变化值	年份	产出结构变化值	就业结构变化值
1979	6.1541	1.40	1995	17.9554	36.60
1980	4.6623	3.60	1996	17.6747	40.00
1981	7.3842	4.80	1997	20.4778	41.20
1982	10.4003	4.80	1998	24.5936	41.40
1983	9.9821	6.80	1999	27.5754	40.80
1984	9.5797	13.00	2000	30.1709	41.00
1985	9.9812	16.20	2001	33.1411	41.00
1986	10.3922	19.20	2002	35.0649	41.00
1987	11.4067	21.00	2003	34.5974	42.80
1988	13.1592	22.40	2004	32.8930	47.20
1989	16.2578	20.80	2005	33.1512	51.40
1990	15.2263	20.80	2006	34.1603	55.80
1991	19.5000	21.60	2007	35.9130	59.40
1992	21.6509	24.00	2008	35.6739	61.80
1993	19.5764	28.20	2009	38.8806	64.80
1994	19.3689	32.40	2010	38.4142	67.60

资料来源:由 1979—2011 年《中国统计年鉴》整理得出。

表 1 说明,从总趋势来看,我国产业结构和就业结构的变化值都呈现出逐年增大的趋势^①,与基期 1978 年相比,2010 年产业结构和就业结构的变化

^① 产业结构值在 1980 年、1983 年、1984 年、1990 年等年份,就业结构值在 1989 年和 1999 年出现较小的下降,这些年份异样情况的原因将在后续的论文中进行研究。

值分别达到 38.41% 和 67.6%。其中，产业结构的变化值在 1980 年为最小值 4.66%，2009 年为最大值 38.88%。就业结构的变化值在 1979 年为最小值 1.40%，2010 年为最大值 67.60%。在 1979—1983 年间产出结构变化值大于就业结构变化值，而在 1984—2010 年间就业结构变化值又大于产出结构变化值。

导致产业结构与就业结构变化值不一致的原因笔者认为有以下几点：其一，地方政府具有优先发展资本密集型产业的冲动，因为它短期内投资大、见效快，地方官员在政绩考核的压力下，优先选择了资本密集型产业。其二，随着技术的进步，资本替代劳动成为经济发展的必然。改革开放以来，为了迅速实现工业化，我们又加重了资本替代劳动的程度，这或许是就业结构与产业结构发展不匹配的根本原因。其三，三次产业之间收益率的差异促使劳动力从第一产业流向第二和第三产业，但我国典型的城乡二元结构存在多种阻碍劳动力自由流动的因素，突出表现为户籍政策，提高了劳动力的迁移成本，劳动力自由流动较为困难。

本文使用 EViews5.0 软件，检验三个变量：就业总量（JY）、产业结构变化值（CYJG）和就业结构变化值（JYJG）两两之间是否存在因果关系。采用 Granger 因果检验方法，该方法由格兰杰提出，西姆斯（Sims）进行了推广，解决了 x 是否引起了 y 的变动这一问题。检验结果见表 2。

表 2 各变量因果关系检验表

原假设	样本数	F 统计量	概率（p 值）
就业总量不是产业结构的原因	30	3.0745	0.0640 *
产业结构不是就业总量的原因	30	0.5537	0.5817
就业结构不是产业结构的原因	30	5.9204	0.0079 ***
产业结构不是就业结构的原因	30	8.1039	0.0019 ***
就业结构不是就业总量的原因	30	2.3016	0.1209
就业总量不是就业结构的原因	30	1.7813	0.1891

说明：***、* 分别表示在 1% 和 10% 水平下显著。

由表 2 的检验结果可以得出，在 1% 的显著水平下，两个原假设“就业结构不是产业结构的原因”和“产业结构不是就业结构的原因”都被拒绝，这说明产业结构是就业结构变化的原因，同时，就业结构也是产业结构变化的原因，即二者之间互为因果关系。进一步，在 10% 的显著水平下，原假设“就业总量不是产业结构的原因”遭到拒绝，说明就业总量是产业结构变化的原因。以上结论说明：改革开放以来，随着我国经济的快速发展，产业结构对就业结构有牵动作用，反过来，就业结构也推动了产业结构的变化，它

们之间相互影响,互为因果关系,印证了郭军(2006)、高波(2012)等人的结论。在10%的显著水平下,就业总量影响了产业结构的变化。但产业结构变动并不是就业总量变化的原因,即产业结构变动对就业总量没有显著影响。

在总量方面,我国产业结构变动没有带来就业总量的增加。在结构方面,学者采用就业弹性、灰色关联度、结构偏离度和偏离一份额等分析方法对产业结构和就业结构的关系进行了大量的研究,但基于斯托克夫指数^①视角的研究还非常少见。该指数主要用于测度产业间就业变动的离散程度。如果产业之间相对的劳动需求未发生改变,则某一产业的就业增长率偏离所有产业加权平均就业增长率将等于零,这时斯托克夫指数也等于零。一个产业的就业份额占比越大,其就业有所变动时对整个就业的影响也就越大。本文以三次产业的就业比重为权数,得出三次产业整体的加权平均就业增长率,再分别与三次产业的就业增长率相比较,以此来了解就业变动的离散程度。如果产业间的劳动需求相对偏离程度越大,斯托克夫指数也就越大。

(三) 测度产业间就业变动的离散程度

在实证检验了产业结构、就业结构与就业总量的因果关系后,本文引入斯托克夫指数来测度产业结构变动对就业结构的影响,其计算公式为:

$$SI_t = \sum_{i=1}^n |g_{it} - \bar{g}_t| \frac{N_{it}}{N_t} \quad (2)$$

式中, SI_t 代表 t 时期 i 产业的斯托克夫指数, g_{it} 表示产业 i 在 t 期的就业增长率, $\bar{g}_t$ 表示 t 时期所有产业的加权平均就业增长率, N_{it} 表示 t 时期产业 i 的就业人数, N_t 表示所有产业在 t 期的就业总人数。根据1978—2011年《中国统计年鉴》的相关数据,利用公式(2)计算出1979—2010年整体及三次产业的斯托克夫指数(见表3)。

表3 我国三次产业及整体斯托克夫指数

年份	第一产业	第二产业	第三产业	整体
1979	0.7568	0.2945	0.4623	1.5136
1980	1.1051	0.6408	0.4643	2.2103
1981	0.6815	0.1081	0.5733	1.3629
1982	0.0281	0.1276	0.1557	0.3114

^① Stoikov, V. (1966) Some Determinants of the Level of Frictional Unemployment: A Comparative Study. *International Labor Review*, 93 (5): 530-549.

续表

年份	第一产业	第二产业	第三产业	整体
1983	1.0991	0.2629	0.8362	2.1981
1984	3.3134	1.2393	2.0741	6.6268
1985	1.7153	0.9738	0.7415	3.4306
1986	1.5402	1.1136	0.4266	3.0803
1987	0.9995	0.3491	0.6503	1.9990
1988	0.6573	0.1509	0.5064	1.3146
1989	0.6967	0.7161	0.0194	1.4323
1990	0.0563	0.2848	0.2285	0.5696
1991	0.4087	0.0021	0.4108	0.8216
1992	1.2295	0.2918	0.9377	2.4590
1993	2.1566	0.6852	1.4714	4.3131
1994	2.1708	0.2526	1.9182	4.3417
1995	2.1559	0.2548	1.9011	4.3117
1996	1.7293	0.4875	1.2419	3.4587
1997	0.6078	0.2009	0.4069	1.2156
1998	0.1044	0.2013	0.3057	0.6115
1999	0.2977	0.4977	0.2000	0.9955
2000	0.1119	0.5001	0.6120	1.2239
2001	0.0023	0.2007	0.2030	0.4060
2002	0.0330	0.8835	0.9165	1.8329
2003	0.9072	0.1954	0.7118	1.8144
2004	2.2072	0.8997	1.3075	4.4145
2005	2.1020	1.3373	0.7646	4.2039
2006	2.1911	1.4349	0.7562	4.3822
2007	1.8056	1.6618	0.1438	3.6112
2008	1.1927	0.3905	0.8022	2.3853
2009	1.4845	0.5893	0.8952	2.9690
2010	1.3852	0.9069	0.4782	2.7703

资料来源: 根据 1978—2011 年《中国统计年鉴》, 利用公式 (2) 计算得出。

从表3的计算结果可以看出,在1979—2010年间,我国整体产业的斯托克夫指数介于0.3114—6.6268。其中,1982年整体产业的劳动力离散程度最小(0.3114),1984年整体产业的劳动力离散程度最大(6.6268)。第一产业的斯托克夫指数介于0.0023—3.3134,2001年和1984年分别为第一产业劳动力离散程度最小和最大的年份。第二产业的斯托克夫指数介于0.0021—1.6618,1991年和2007年分别为第二产业劳动力离散程度最小和最大的年份。第三产业的斯托克夫指数在0.0194—2.0741波动,1989年和1984年分别为第三产业劳动力离散程度最小和最大的年份。

就第一产业的就业情况来看,1978年第一产业从业人数占到总就业人口的70.5%,随后逐年下降,到2010年其比重降至36.7%。表3也显示,第一产业的斯托克夫指数变动最大,说明我国第一产业劳动力离散程度最大,流动性较强。原因是第一产业的劳动生产率不断提高,使得大批的农民从农业生产中解放出来,其中一部分便从农村走向城市,成为“农民工”,转向第二产业(以建筑业、制造业为代表)和第三产业(以餐饮、家政服务为代表)就业。当经济景气时,第二和第三产业劳动力需求旺盛,劳动力从第一产业向第二和第三产业转移。当经济不景气时,第二、第三产业劳动力需求下降,他们又可以从第二、第三产业回流至第一产业。

第二产业的斯托克夫指数最小,即与第一、第三产业相比,第二产业劳动力的离散程度最小。原因在于自1978年以来,我国第二产业在国内生产总值中的比重始终介于41.34%—48.22%这个较小的区间范围,第二产业的就业比重从1978年的17.3%,缓慢上升至2010年的28.7%,也是三次产业中最为稳定的。

第三产业的斯托克夫指数介于第一产业和第二产业之间。改革开放以来的市场经济建设使得第三产业产生了强大的发展活力,产业比重从1978年的23.94%,增长至2010年的43.14%。就业比重从1978年的12.2%,上升至2010年的34.6%。

(四) 变量、模型与数据

由于我国经济具有典型的城乡二元特征,第一产业劳动力流动性较强,使得统计农民的就业情况十分困难,在此本文暂不考虑第一产业,主要考察第二和第三产业结构变动对就业的影响。指标选择上,以城镇登记失业率^①(RU_t)反映就业情况,以第二、第三产业的斯托克夫指数(SI_2 、 SI_3)代表产业结构。本文采用黄仁德、钟建屏(2008)在《台湾产业结构变动与失业率关系之探讨》一文中使用的经济计量模型^②:

① 受失业率数据限制,这里采用城镇登记失业率代替失业率。

② 黄仁德、钟建屏:《台湾产业结构变动与失业率关系之探讨》,《法制论丛》2008年第1期。

$$RU_t = \alpha + \gamma SI_2 + \omega SI_3 + \varepsilon_t \tag{3}$$

式中， α 为常数项， γ 、 ω 分别为第二和第三产业斯托克夫指数的系数， ε_t 为随机扰动项。

表 4 描述的是 RU 、 SI_2 和 SI_3 三个变量的统计特征。

表 4 变量统计性描述

变量	均值	最大值	最小值	标准差
RU	3. 2438	5. 4000	1. 8000	0. 9460
SI ₂	0. 5667	1. 6618	0. 0021	0. 4286
SI ₃	0. 7351	2. 0741	0. 0194	0. 5192

资料来源：根据 1978—2011 年《中国统计年鉴》整理而得。

由表 4 可以看出，第二产业斯托克夫指数的均值小于第三产业斯托克夫指数的均值，且前者的标准差也较小，再次印证了上述结论：第二产业的就业离散度小于第三产业，且稳定性也优于第三产业。

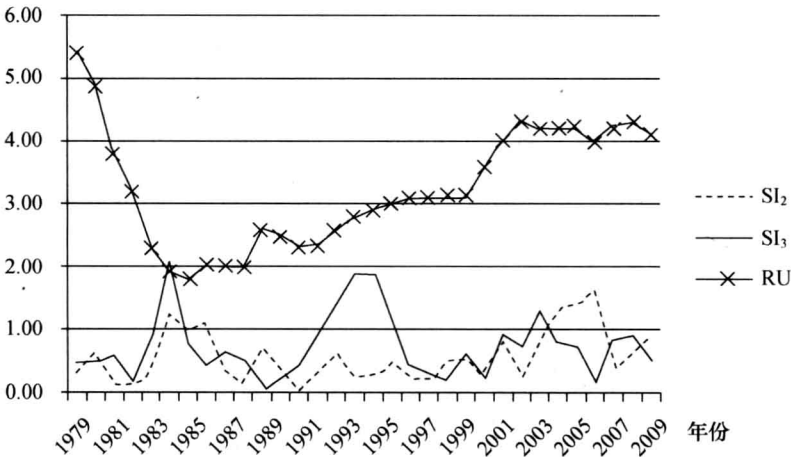


图 1 1979—2010 年中国城镇登记失业率、第二和第三产业的斯托克夫指数

图 1 显示：在 1979—1985 年间，我国城镇登记失业率是逐年递减的，在 1985 年达到最低值 1.8%，与此同时，第三产业的斯托克夫指数达到最高值 2.07。1985 年之后，整体来看，城镇登记失业率表现为不断升高的趋势，而第二和第三产业斯托克夫指数则呈现出不同程度的上下波动，其中第三产业斯托克夫指数在 1994 年达到另一个极值 1.92，第二产业斯托克夫指数在 2007 年达到最高值 1.66。

为了准确测度斯托克夫指数与城镇登记失业率之间的相互关系，需要对

变量进行回归分析，而为了避免出现虚假回归^①现象，则需要先对变量进行平稳性检验。

（五）变量的平稳性检验

时间序列变量在建立回归模型时需要保证变量都是平稳的，它们的均值和方差等都不能随着时间的改变而变化，这些变量在每个时间点上的随机性服从一定的概率分布（高铁梅，2009）。然而实际上，大多数的经济时间序列都不是平稳的，它们的方差和均值都可能随着时间的变化而变化，对非平稳的时间序列进行直接回归，就容易导致虚假回归现象的发生，因此对变量进行平稳性的检验变得尤为必要。

检测序列平稳性的标准方法是单位根检验，本文利用 Eviews5.0 软件对变量进行 ADF 检验，滞后项 p 的选择按照 SC 准则或 AIC 准则，为了避免出现序列趋势平稳，在进行 ADF 检验的同时还进行 PP 检验，只有两个检验都通过的序列，才被认为是平稳的。三个变量的平稳性检验结果详见表 5。

表 5 变量平稳性检验结果

变量	(c、t、d)	ADF 统计量	临界值	PP 统计量	临界值	结果
RU	(c、t、0)	-5.0381	-4.2846***	-4.9144	-4.2846***	平稳
SI ₂	(c、t、0)	-3.4775	-2.9604**	-3.4775	-2.9604**	平稳
SI ₃	(c、0、0)	-4.2485	-3.699**	-3.1241	-2.9604**	平稳

说明：c、t 分别变身常数项、趋势项，d=0 表示水平数据，***、** 分别表示 1%、5% 的临界值。

由表 5 可知，RU 的 ADF 和 PP 统计量均小于其 1% 临界值，说明 RU 在 1% 显著水平下是稳定的。SI₂ 的 ADF 和 PP 统计量均小于其 5% 临界值，说明 SI₂ 在 5% 显著水平下是稳定的。SI₃ 的 ADF 和 PP 统计量也都小于其 5% 临界值，说明 SI₃ 在 5% 的显著水平下也是稳定的。综上所述，在 5% 显著水平下，RU、SI₂ 和 SI₃ 都是稳定的，因此不需要进行协整分析，可以直接建立向量自回归模型。

（六）短期效应分析

向量自回归（VAR）是基于数据的统计特性来建立模型，VAR 模型把系统中每一个内生变量作为该系统中所有内生变量的滞后值的函数来建立模型，这样就把单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的“向量”自回

^① 虚假回归是指在对模型进行参数估计时，如果采用的序列是非平稳的，回归结果可能导致原本没有任何关系的两个序列出现关系，甚至拟合优度也比较高的现象。

归模型(胡晶,2007)。在进行多个相关经济指标的分析或预测中,VAR模型是最容易操作的模型之一,并且在一定的条件下,多元MA和ARMA模型也可转化成VAR模型。

利用Eviews5.0软件对 RU 、 SI_2 、 SI_3 建立的VAR模型进行参数估计和检验,具体结果见表6:

表6 Eviews5.0 检验结果

	RU	SI_2	SI_3
RU (-1)	1.4650	-0.0466	0.0292
	(-0.1544)	(-0.2466)	(-0.2853)
	[9.49131]	[-0.18901]	[0.10225]
RU (-2)	-0.6074	0.1105	-0.0421
	(-0.1425)	(-0.2276)	(-0.2634)
	[-4.26273]	[0.48555]	[-0.15972]
SI_2 (-1)	0.0208	0.3538	-0.2245
	(-0.1320)	(-0.2108)	(-0.2440)
	[0.15739]	[1.67794]	[-0.92019]
SI_2 (-2)	0.1192	0.0362	0.0227
	(-0.1317)	(-0.2104)	(-0.2435)
	[0.90480]	[0.17182]	[0.09327]
SI_3 (-1)	0.1116	0.1248	0.5753
	(-0.1131)	(-0.1807)	(-0.2091)
	[0.98691]	[0.69072]	[2.75170]
SI_3 (-2)	-0.0636	0.0608	-0.1668
	(-0.1141)	(-0.1822)	(-0.2108)
	[-0.55760]	[0.33376]	[-0.79142]
C	0.3286	0.0096	0.5998
	(-0.2202)	(-0.3518)	(-0.4070)
	[1.49224]	[0.02725]	[1.47348]
拟合优度	0.9148	0.2210	0.2852
调整后拟合优度	0.8926	0.0178	0.0988
F 统计量	41.1682	1.0876	1.5297

说明:() 中的数字为标准差,[] 中的数字为t统计量。