

# 香港收入分配的经济分析

王燕

(港澳珠江三角洲研究中心 中山大学, 广东 广州 510275)

**[摘要]**收入分配问题是经济学的核心问题,由于它与人们的切身利益息息相关,故也是当前社会各界普遍关注的热点问题。经济发展的最终目的是要改善广大人民的生活状况,提高收入水平,使他们能够分享经济发展的成果。然而,二战后香港经济虽然经历了高速发展,但其贫富分化却越来越严重,收入不均加剧。本文对香港收入分配情况进行分析,着重从个人和家庭两个方面分析香港收入分配不均等的变化趋势。香港的收入分配状况在不断恶化,收入不均等情况早已超过安全警戒线,但其并没有对香港的社会稳定产生太大的不利影响。香港政府的公共政策如社会保障、公共房屋政策、教育政策和公共医疗制度对收入分配不均均有较大的弥补作用。

**[关键词]** 香港; 收入分配差距; 收入分配制度; 公共政策

## 一、 引言

经济发展的最终目的是要改善广大人民的生活状况,提高收入水平,使他们能够分享经济发展的成果。从人均 GDP 来看,香港已经是世界上最富裕的地区之一,但是它还是没有根除贫穷。基尼系数一直处于比较高的水平,从 1991 年的 0.476 升到 1996 年的 0.518,再到 2001 年的 0.525。据国际标准或世界银行的标准,“贫穷人口”指那些家庭月收入低于家庭月收入中位数的人口,而据保守估计,1996 年香港总共有 60 万贫困人口。2001 年人口普查的数据进一步揭示了香港的收入不均等的严重情况,贫富不均仍在持续扩大中。

Chow(1977)在其博士论文中探讨香港从 50 年代到 70 年代间收入分配的趋势和模式以及贫苦大众的实质收入变化。Hsia 和 Chow(1978)在一个为国际劳工处编写的报告中,评估了香港的工业化转变对收入分配的影响,他们预测随着经济发展,香港的收入不均状况会得到改善,不均程度会降低。Lin(1985)分析了政府的收入再分配政策。Tsang(1993)曾指出,长期来说收入的差距正在不断增加,并且认为香港跟中国长期的密切联系是令收入不均程度增加的原因,而且还会日越严重。然而,Chau(1994)从其研究却看不到收入不均的程度在转坏。他认为经济成长所带来的利益会慢慢渗透到每个收入阶层,并且见到很多低收入家庭都跻身到收入较高的阶层。Deininger 和 Spuire(1996)则认为在亚太区中香港的收入不均程度算是颇高的。Lam(1995)探讨了大陆移民对香港收入分配的影响。Lam 和 Liu(1997)发现由于移民改变了人口构成,各个人口组别所占比例发生变化,致使收入分配情况变化,收入不均加剧。

本文使用香港特别行政区政府统计处每年“综合住户统计调查”所得的数据以及历年人口普查的数据,对香港收入分配情况进行分析,着重从个人和家庭两个方面分析香港收入分配不均等的变化趋势。目的是探讨香港经济发展对收入分配的影响,以及香港公共政策对收入分配不均等的弥补作用。

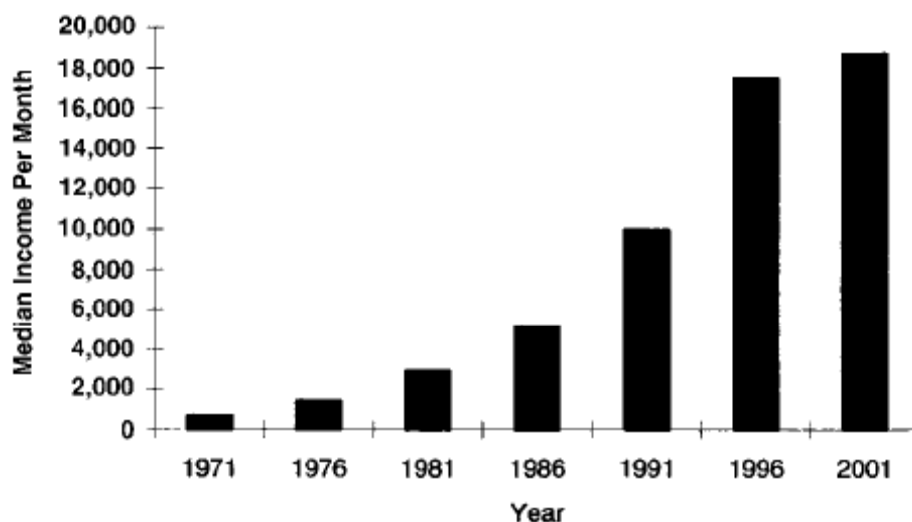
## 二、 香港的收入分配及其变化

### (一) 香港收入分配情况概述

从二十世纪七十年代起,香港家庭收入中位数有了显著的提高。从 1971 年的 HK\$ 708 (\$ 91) 上升到 2001 年的 HK\$ 18705 (\$ 2398),以当时价格计算(图 1)。以消费者物价水

平每年上升 10% 计算，家庭收入中位数从 1971 年到 2001 年增加了 240%。

目前，香港大约有 680 万人口和 210 万个家庭。一般说来，低收入家庭的数目快速减少，高收入家庭数目则相对增加。从 1971 年到 1976 年收入少于 HK\$ 1000 ( \$ 128 ) 的家庭从 603007 个减少到 276760 个，而收入高于此数的家庭数目则从 253931 个增加到 675820 个。高低收入家庭数目的多少在持续变化着。



资料来源：政府统计处，1976 到 2001

图 1 1971~2001 年家庭月收入中位数

香港的基尼系数从来没有低于 0.4。尽管香港的经济得到了很好的发展，其基尼系数则落在为发展中国家设定的区间内。与发达国家如美国，加拿大和基尼系数低于 0.35 的收入分配相对公平的西欧国家相比，香港的收入不均程度相对较高。

表1：1981至2001香港十等分收入组别住户占全港住户总收入的百分比

十等分组别	1981	1986	1991	1996	2001
第一(最低)	1.4	1.6	1.3	1.1	0.9
第二	3.2	3.4	3.0	2.6	2.3
第三	4.4	4.4	4.0	3.6	3.4
第四	5.4	5.4	5.0	4.6	4.4
第五	6.5	6.4	6.1	5.7	5.6
第六	7.8	7.6	7.4	7.0	7.0
第七	9.4	9.1	9.0	8.5	8.8
第八	11.5	11.4	11.4	10.6	11.1
第九	15.2	15.2	15.5	14.5	15.3
第十(最高)	35.2	35.5	37.3	41.8	41.2
总计	100	100	100	100	100
基尼系数	0.451	0.453	0.476	0.518	0.525

资料来源：香港政府统计处 香港人口普查及中期人口普查主要报告(不同期数)

表 2 跨国基尼系数比较

国家	基尼系数	统计年份	国家	基尼系数	统计年份
巴西	0.58	2001	泰国	0.414	2000
南非	0.59	1995	印度	0.378	2000
智利	0.565	1994	尼泊尔	0.367	1996
英国	0.53	2000	以色列	0.355	1992
香港	0.525	2001	蒙古	0.332	1995
墨西哥	0.519	2000	法国	0.327	1995
马来西亚	0.492	2000	印度尼西亚	0.317	2000
新加坡	0.481	2000	韩国	0.316	1993
俄罗斯	0.487	1996	加拿大	0.315	1994
秘鲁	0.462	1996	巴基斯坦	0.312	1996
菲律宾	0.461	2000	德国	0.3	1994
美国	0.46	1999	瑞典	0.258	1992
澳大利亚	0.44	1998	挪威	0.25	1992
中国	0.45	2001	日本	0.249	1993

资料来源：明报（香港），2001年10月26日；苹果日报（香港），2001年10月27日；联合国发展规划，人类发展报告2001

根据联合国人类发展报告2001<sup>1</sup>，在“高收入国家”里，除了香港，很少国家或地区的最高收入的20%家庭占有国有财富的一半以上。

总之，实证研究发现，尽管香港在很短的时间内实现了向发达经济的转变，但与之伴随的是收入分配状况的恶化。且没有任何证据显示收入从高收入阶层流向低收入阶层。相反，收入不均和两极分化更加严重。

## （二）香港个人收入分配的发展趋势

### 1. 行业收入差距分析

香港经济从20世纪50年代起经历了高速增长。实际GDP以年均6.5%的速度增长，经济规模在过去20年扩大了四倍。实际人均GDP以相当于年均6%左右的速度增长。除了亚洲四小龙以外，很少有发展中国家或地区能在两代人的时间内进入发达经济（表3）。

表 3 1982~2004 年香港人均 GDP 及其变动趋势  
（按 2000 年固定价格计算）

年份	人均 GDP (港元)	按年变动 百分率%	年份	人均 GDP (港元)	按年变动 百分率%
1982	94,316	1.4	1994	176,988	3.3
1983	98,393	4.3	1995	180,323	1.9
1984	107,082	8.8	1996	179,772	-0.3
1985	106,695	-0.4	1997	187,401	4.2
1986	117,004	9.7	1998	175,690	-6.2

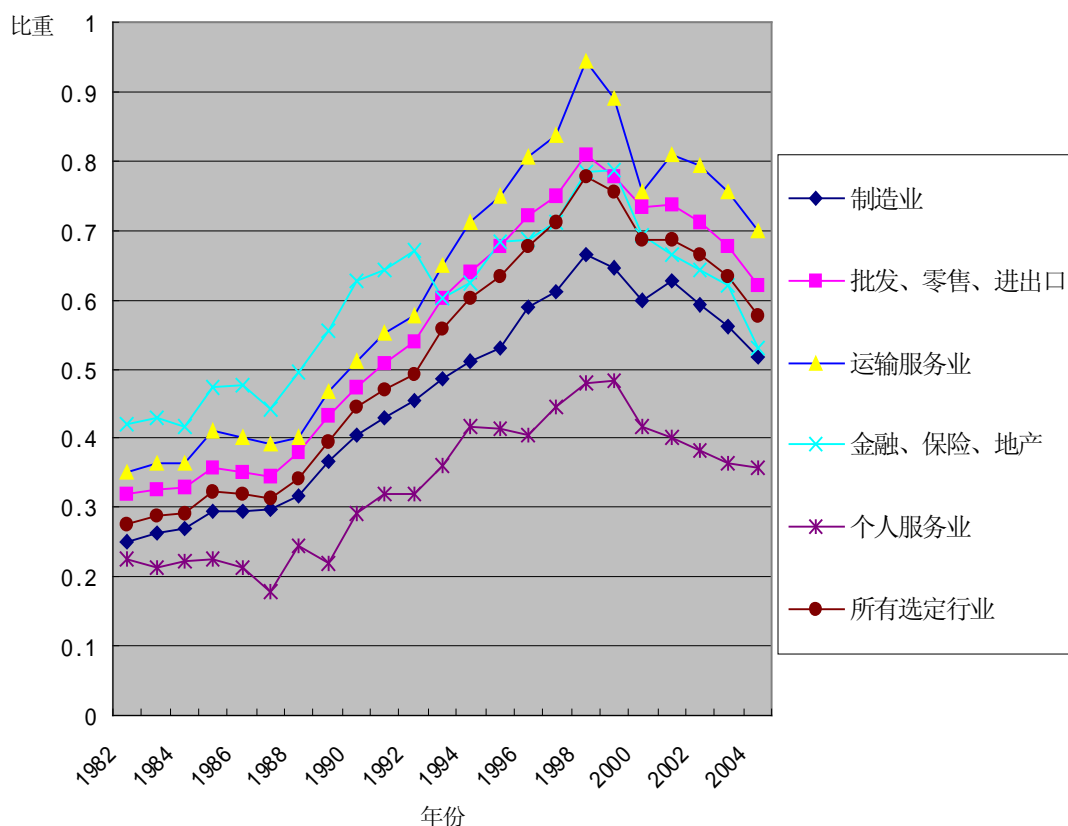
<sup>1</sup> 联合国发展规划，人类发展报告2001。

1987	131,360	12.3	1999	180,977	3.0
1988	140,673	7.1	2000	197,268	9.0
1989	143,009	1.7	2001	196,756	-0.3
1990	148,219	3.6	2002	198,541	0.9
1991	155,359	4.8	2003	204,288	2.9
1992	163,998	5.6	2004	218,543	7.0
1993	171,410	4.5	--	--	--

注释：以固定（2000年）市价计算的本地生产总值，其变动反映在扣除价格变动的影响后，不同期间所生产的货品和服务的物量变动。

资料来源：香港政府统计处

图2 各个行业平均工资占人均GDP的比重及其变化趋势



注释：此处的人均GDP是指2000年固定价格计算的人均本地生产总值。

资料来源：香港特别行政区政府统计处

而同时期，各个行业平均工资及所有选定行业工人的平均工资在亚洲金融危机之前都有明显的提高，在金融危机之后，基本上都呈现出下降趋势；而它们占人均GDP的比重也基本上都在1998、1999年开始下降（图2）。这说明金融危机前香港的收入分配不均情况有所缓和，各个行业工人的工资都上升说明越来越多的港人生活境况改善，收入不均下降。虽然所有行业的平均工资占人均GDP的比重都下降了，但下降幅度不同。从图2可以看到，除了个人服务业外，其他四个行业的平均工资占人均GDP的比重的差异在不断缩小。而个人服务业的平均工资与其他行业的差距却扩大了。同时，2000年之前，只有制造业和个人服务业的

平均工资低于所有行业的平均工资；但从 2000 年开始，金融、保险、地产业的平均工资低于所有行业的平均工资。

从上文分析可知，处于平均工资之下的就业人数所占比重从 1993 年的 0.49 下降到 1998 年的 0.43，2003 年的 0.42，这说明从 1993 年到 1998 年，越来越多的人的收入达到平均收入以上，而低于平均收入的人口则越来越少，收入分配不均状况有所改善。但是 1998 年到 2003 年的变化却很小，收入不均状况基本不变。

## 2. 职业收入差距分析

各个职业就业收入占人均 GDP 的比重及变化趋势与各个行业的变化相似，都经历了一个先升后降的过程，且都是在 1998 年开始下降。技工及操作工的平均工资所占比重从 1982 年的 0.29 上升到 1998 年的 0.83，上升了 54 个百分点，而后下降到 2003 年的 0.73，下降了 10 个百分点；督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人的平均工资所占比重则从 1982 年的 0.32 上升到 1998 年的 0.79，上升了 47 个百分点，而后下降到 2003 年的 0.64，下降了 15 个百分点。它们之间的收入差距是缩小了。由于所用计算方法的问题，从 1996 年起技工及操作工的平均工资所占比重超过了督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人的平均工资所占比重。但是随着香港经济的发展，其职业结构也发生了比较大的变化。

随着香港经济服务化倾向的加强，从事行政管理、专业技术等服务行业的就业人数不断增加。经理、行政人员、专业及辅助专业人员以及文员、店员、服务员在总就业人口中的比重超过了 60%，一般的产业人员、劳工等只占 30% 多，而且该比重仍在继续下降。如表 5 所示，1991 年，经理、行政人员、专业及辅助专业人员以及文员、店员、服务员在总就业人口中的比重为 42.3%，1996 年达到了 59.8%，2001 年上升到了 72.8%；工艺及有关人员、机台及机器操作员及装配员、非技术工人、渔农业熟练工人及不能分类的职业在总就业中所占的比重则一直下降，从 1991 年的 57.7% 下降到 1996 年的 41.2%，2001 年的 27.2%。

表 4 各个职业每年平均工资占人均 GDP 的比重

年份	技工及操作工	督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人	所有选定职业
1982	0.29	0.32	0.28
1983	0.30	0.33	0.29
1984	0.31	0.33	0.29
1985	0.34	0.37	0.32
1986	0.34	0.36	0.32
1987	0.34	0.35	0.31
1988	0.36	0.38	0.34
1989	0.42	0.43	0.39
1990	0.46	0.49	0.44
1991	0.49	0.51	0.47
1992	0.52	0.53	0.49
1993	0.56	0.59	0.56
1994	0.61	0.63	0.60
1995	0.63	0.66	0.63
1996	0.70	0.69	0.68
1997	0.73	0.73	0.71
1998	0.83	0.79	0.78

1999	0.81	0.77	0.76
2000	0.73	0.70	0.69
2001	0.76	0.69	0.69
2002	0.73	0.67	0.66
2003	0.73	0.64	0.63

注释：（1）技工及操作工的工资为每日工资，此处只是将此工资乘以 30，以此来计算技工及操作工的每月平均工资。

（2）所占比重则用每月平均工资乘以 12 再除以各年人均 GDP 来计算。

资料来源：根据香港特别行政区政府统计处数据整理而成。

表 5 1991 年、1996 年及 2001 年按职业划分的工作人口

职业	1991		1996		2001	
	数目	占总计的百分比	数目	占总计的百分比	数目	占总计的百分比
经理及行政人员	249247	9.2	369323	12.1	349637	10.7
专业人员	99331	3.7	151591	5.0	179825	5.5
辅助专业人员	279909	10.3	369132	12.1	498671	15.3
文员	431651	15.9	512719	16.8	529992	16.3
服务工作及商店销售人员	359319	13.2	419721	13.8	488961	15.0
工艺及有关人员	397992	14.7	373143	12.3	321000	9.9
机台及机器操作员及装配员	365826	13.5	259909	8.5	238666	7.3
非技术工人	503832	18.5	564682	18.6	635393	19.5
渔农业熟练工人及不能分类的职业	27996	1.0	23478	0.8	10561	0.3
总计	2715103	100	3043698	100	3252706	100

资料来源：香港特别行政区政府统计处人口统计组

虽然技工及操作工的平均工资水平上升较快，但其就业人数却急剧下降，如表 4、表 5 所示。而督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人的变化情况则正好相反。从职业结构变化上看，高收入的技工及操作工的人数下降，同时收入较低的督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人的人数则增加了，这有利于收入不均等状况的改善。但是 2000 年之后，两者的工资水平差距却扩大了，且收入较高的技工及操作工的人数持续下降，同时收入较低的督导级、技术员级、文员级及其他非生产级工人的人数则持续增加，从这一方面看，这有利于收入不均等状况的改善。

### 3. 每月就业收入的组别分析

此处将就业人数按每月就业主收入划分为 12 个组别，各个收入组别的就业人数及所占比重如表 6 所示。收入低于 3000 港元的人口及所占比重呈现出上升的趋势。收入在 3000-3999 港元之间的人口与之趋势相同。而收入处于中等的 4000-4999、5000-5999、6000-6999、7000-7999、8000-8999、9000-9999 港元等六个组别的就业人口所占比重则呈现出下降的趋势。收入在 10000-14999 港元之间的就业人数所占比重虽然变动幅度比较大，在 1998 年后更是持续下降，但其整体变动趋势却比较平缓。同时，收入最高的三组（15000-19999、20000-29999、30000 及以上）人口所占比重则长期变动趋势是上升的，且

上升幅度较大。低收入组别和高收入组别的就业人数所占比重上升，同时，中等收入组别的所占比重却都是下降的，收入不均等情况恶化。从其所占比重来看，低收入组别就业人数所占比重上升了 4 个百分点；其中等收入组别所占比重总和则下降了 19 个百分点；而高收入组别的就业人数所占比重总和上升了 17 个百分点。高收入和低收入人口越来越多，且高收入人口的上升速度超过低收入人口的上升速度，同时中等收入人口越来越少，收入不均等情况恶化。

表 6 按每月就业收入划分的就业人数及所占比重 (人数:千人 比重:%)

年份	1993		1998		1999		2000	
每月就业收入	人数	比重	人数	比重	人数	比重	人数	比重
<3000	89.7	3.2	67	2.15	86.4	2.78	80.7	2.52
3000-3999	176.7	6.31	169.6	5.43	191.1	6.14	202.1	6.3
4000-4999	209.1	7.47	84.9	2.72	93.3	3	95	2.96
5000-5999	302.5	10.8	121.5	3.89	134.4	4.32	134.1	4.18
6000-6999	385.1	13.75	177.4	5.68	193.4	6.21	199.6	6.22
7000-7999	327.7	11.7	209	6.69	204.6	6.57	202.1	6.3
8000-8999	299.3	10.69	278.8	8.93	266.8	8.57	268.4	8.37
9000-9999	147.8	5.28	228.2	7.31	190.4	6.12	185.3	5.78
10000-14999	453	16.18	765.2	24.51	742.8	23.87	765.6	23.87
15000-19999	171.5	6.21	358.4	11.48	337.9	10.86	355.3	11.08
20000-29999	131.3	4.68	345.9	11.08	347.8	11.18	366.3	11.42
≥30000	106.2	3.79	316	10.12	323.2	10.39	352.6	10.99
总计	2800.1	100	3122	100	3112.1	100	3207.3	100
年份	2001		2002		2003		--	--
每月就业收入	人数	比重	人数	比重	人数	比重	--	--
<3000	93.2	2.87	125.8	3.89	149.5	4.64	--	--
3000-3999	227.4	7.09	244.6	7.57	255.4	7.93	--	--
4000-4999	101.8	3.13	115.8	3.58	144.2	4.48	--	--
5000-5999	140.8	4.33	169.2	5.24	187.2	5.82	--	--
6000-6999	205.2	6.31	220.1	6.81	226.8	7.05	--	--
7000-7999	194.4	5.99	208.3	6.45	213.6	6.64	--	--
8000-8999	255	7.84	246.1	7.62	243.2	7.55	--	--
9000-9999	178.3	5.48	171	5.29	177.3	5.51	--	--
10000-14999	745.4	22.92	666	20.61	605.9	18.82	--	--
15000-19999	360.5	11.22	343.1	10.62	322.7	10.02	--	--
20000-29999	380.7	11.71	360.1	11.14	344.3	10.7	--	--
≥30000	369.8	11.37	361.6	11.19	349	10.84	--	--
总计	3252.3	100	3231.6	100	3219.1	100	--	--

注释：数字是指该年四季“综合住户统计调查”所得的数字的平均数。

资料来源：香港特别行政区政府统计处。

### (三) 香港家庭收入分配的演变状况

#### 1. 家庭住户每月入息的组别分析

此处将家庭住户数目按每月入息划分为 11 个组别，各个收入组别的家庭住户数目及所占比重如表 7 所示。每月就业收入低于 4000 港元以及在 4000-5999 港元之间的家庭住户数目及所占比重呈现出上升的趋势。收入处于中等的 6000-7999、8000-9999、10000-14999、15000-19999、20000-24999 港元等五个组别的就业人口所占比重长期呈现出下降的趋势。

表 7 按家庭住户每月入息划分的家庭住户数目及所占比重（数目：千个 比重：%）

年份	1993		1998		1999		2000	
每月就业收入	人数	比重	人数	比重	人数	比重	人数	比重
<4000	95.5	5.69	142.3	7.25	161.4	8.07	166.5	8.17
4000-5999	96.1	5.73	84.5	4.31	89.0	4.45	90.0	4.42
6000-7999	181.4	10.81	95.9	4.89	106.1	5.31	105.6	5.18
8000-9999	193.2	11.52	140.9	7.18	142.1	7.11	132.0	6.48
10000-14999	368.7	21.98	332.4	16.95	333.6	16.69	335.8	16.49
15000-19999	250.6	14.94	261.6	13.34	265.6	13.29	263.7	12.95
20000-24999	171.0	10.19	214.5	10.94	221.7	11.09	228.1	11.20
25000-29999	94.3	5.62	148.3	7.56	146.7	7.34	151.6	7.44
30000-39999	109.5	6.53	214.5	10.94	205.9	10.30	215.0	10.55
40000-49999	48.3	2.88	114.6	5.84	113.9	5.70	119.7	5.88
≥50000	69.0	4.11	211.9	10.80	212.9	10.65	229.2	11.25
总计	1677.7	100	1961.5	100	1998.9	100	2037.0	100
年份	2001		2002		2003		--	--
每月就业收入	人数	比重	人数	比重	人数	比重	--	--
<4000	151.0	7.27	176.0	8.25	194.5	8.96	--	--
4000-5999	104.8	5.04	129.6	6.07	142.1	6.55	--	--
6000-7999	121.2	5.83	143.1	6.71	160.5	7.40	--	--
8000-9999	137.0	6.59	152.2	7.13	168.3	7.76	--	--
10000-14999	342.1	16.46	348.7	16.34	360.2	16.60	--	--
15000-19999	264.3	12.72	263.0	12.33	263.4	12.14	--	--
20000-24999	227.8	10.96	221.4	10.38	212.5	9.79	--	--
25000-29999	151.8	7.30	149.8	7.02	146.8	6.76	--	--
30000-39999	217.7	10.47	213.4	10.00	195.3	9.00	--	--
40000-49999	121.7	5.86	115.7	5.42	110.9	5.11	--	--
≥50000	238.9	11.49	220.9	10.35	215.4	9.93	--	--
总计	2078.4	100	2133.7	100	2170.2	100	--	--

注释：数字是指该年四季“综合住户统计调查”所得的数字的平均数。

资料来源：香港特别行政区政府统计处。

高收入组别（25000-29999、30000-39999、40000-49999 和 50000 及以上港元）的就业人数所占比重一般都在 2000 年前后开始下降，但下降幅度一般为 1 个百分点。1993~2003 年间，低收入组别就业人数所占比重上升了 4 个百分点；中等收入组别所占比重总和则下降了 16 个百分点；而高收入组别的就业人数所占比重总和上升了 11 个百分点。高收入和低收入家庭越来越多，中等收入家庭数目则减少，收入不均等状况恶化。

2. 从历年人口普查的十分位数数据进行分析



根据香港历年人口普查的数据，香港家庭住户收入分配的基尼系数一直处于上升状态，从 1981 年的 0.451 上升到 2001 年的 0.525，如表 1 所示。我们也可以利用库兹涅茨比率来反映总收入差别状况。它把各个阶层的收入比重与家户比重的差额的绝对值加总起来。根据表 1 我们可以算出香港历年的库兹涅茨比率，如表 8 所示。库兹涅茨比率从 1981 年开始一直上升，虽然在 2001 年有所下降，但从整体上讲，其一直是上升的。换言之，香港的总收入差别状况一直恶化，收入不均等一直在扩大。

表 8 库兹涅茨比率

年份	1981	1986	1991	1996	2001
库兹涅茨比率	63.8	64.2	68.4	73.8	70.8

上述分析着重以各阶层的收入分配变动来反映总收入差别状况，也可以某些阶层的收入分配状况来反映，即直接采用一定百分比家户的收入份额来表示。比如，以最富有的 20% 的家庭的收入份额来表示，称为库兹涅茨指数，这一指数的最低值是 0.2，指数越高，收入差别越大；以 40% 最贫穷家庭的收入份额来表示，称为阿鲁瓦利亚指数，这一指数的最高值是 0.4，指数越小，收入差别越大，以最高收入的 20% 的家庭的收入份额与最低收入的 20% 的家庭的收入份额之比表示，称为收入不良指数，这一指数的最低值为 1，指数越大，收入差别越大；以库氏和阿氏指数之比表示，与收入不良指数具有同样的性质和意义。根据表 1 计算一下上述各指数，如表 9 所示：

表 9 各个指数值

指数 \ 年份	1981	1986	1991	1996	2001
库兹涅茨指数	0.50	0.51	0.53	0.56	0.57
阿鲁瓦利亚指数	0.14	0.15	0.13	0.12	0.11
收入不良指数	10.0	10.2	12.3	15.2	17.8
库氏和阿氏指数之比	3.57	3.4	4.08	4.67	5.18

由表 9 可知，库兹涅茨指数一直在 0.50 以上，说明香港最富有的 20% 家庭始终占有香港国民财富的一半以上，并且一直处于上升之中，2001 年比 1981 年上升了 14%。阿鲁瓦利亚指数始终低于它的最高限(0.4)，并且呈较明显下降趋势，2001 年比 1981 年下降了 21%；收入不良指数始终超过它的最低限(1.0)之上许多，也呈较明显上升趋势，2001 年比 1981 年上升 78%；库氏指数与阿氏指数之比也始终超过它的最低限(0.5)，并且越来越大，2001 年比 1981 年上升了 63%。根据定义，库兹涅茨指数不断上升。阿鲁瓦利亚指数逐渐下降，收入不良指数及库氏指数与阿氏指数之比不断上升都反映出同一事实，即富裕阶层得到的收入的相对比重越来越大，贫穷阶层得到的比重越来越少，收入差别在扩大。

这也与上文根据综合住户统计调查所得数据的分析相吻合，收入份额的这种变化模式，说明在快速的经济发展中，富人特别是最富的人口创造财富的能力要比低收入阶层高。经济增长使富人受益最大，中间阶级只获得轻微的收益，而低收入阶层获益最少。

### 三、香港收入分配的社会风险衡量

从上文的分析中可知，香港的收入分配不均等状况在不断恶化，富人愈富，穷人愈穷。香港收入分配的这种变化是否会对其社会稳定产生不利的影响呢？下面我们首先从收入分配不均对社会稳定的影响方面来衡量一下香港收入不均等状况。在国际上，社会风险分析常用的工具有四个：失业警戒线、基尼系数收入公平警戒线、收入阶层结构警戒线和社会成员社会保障率警戒线。

#### 1. 失业警戒线

从国际失业警情理论来看，失业警情有四种类型：(1) 安全，失业率低于 4 %；(2) 基本安全，失业率在 4 %至 5 %之间；(3) 有风险，失业率为 6 %；(4) 有重大风险，失业率为 7 %至 9 %；(5) 危机，失业率为 10 %及以上。所以，国际上通常把 6 %的失业率定为失业警戒线。

据香港政府统计处公布的失业率来看，香港的失业率一直保持在较低的水平，在 1997 年之前除 1983 年和 1998 年分别为 4.5%，4.7%之外，都在 4%以下，处于安全的状态。从 1999 年开始，香港的失业率超过 5%，对其社会安全来讲有了一定的风险。特别是 2003 年更达到了 7.9%，是香港过去 22 年中失业率最高的。这对其社会安全产生了重大威胁。如表 10 所示。

表 10 香港失业率

期间	失业率(%)	期间	失业率(%)
1982 年	3.6	1994 年	1.9
1983 年	4.5	1995 年	3.2
1984 年	3.9	1996 年	2.8
1985 年	3.2	1997 年	2.2
1986 年	2.8	1998 年	4.7
1987 年	1.7	1999 年	6.2
1988 年	1.4	2000 年	4.9
1989 年	1.1	2001 年	5.1
1990 年	1.3	2002 年	7.3
1991 年	1.8	2003 年	7.9
1992 年	2.0	2004 年	6.8
1993 年	2.0	--	--

资料来源：香港政府统计处

## 2. 基尼系数收入公平警戒线

在国际上，基尼系数是衡量收入分配公平程度的重要指标。基尼系数小于 0.2 为高度平均，0.2 至 0.3 为基本公平，0.4 为收入差距过大，0.5 为重大风险，0.6 及以上属于赤贫与暴富并存的严重危机。所以，国际上通常将 0.4 的基尼系数作为收入公平警戒线。

由表 1 中可以看到，香港的基尼系数很早就超过了 0.4 的收入公平警戒线，1996 年更超过了 0.5，达到 0.518，2001 年更上升到 0.525，收入分配已经很不公平。可以说，香港社会已经产生了重大的公平危机。

## 3. 中产阶级收入阶层结构警戒线

一般来说，在发达国家的收入阶层结构中，中产阶级占人口的比重在 60%以上，有的国家多达 90%以上；在发展中国家的收入阶层结构中，中产阶级占人口的比重多数在 30%~50%之间。按照国际惯例，30%以下的中产阶级收入阶层既影响经济持续增长，也影响社会稳定，所以有的学者把 30%的中产阶级收入阶层定为社会经济稳定的警戒线。

在本文中按个人和家庭每月收入划分的收入组别中，中等收入组别所占比重远远超过了 30%，虽然香港中等收入组别收入下降，但香港的收入阶层结构还是合理的，并不会对社会稳定产生不利影响。

## 4. 社会成员社会保障率警戒线

社会保障是弥补市场机制缺陷、公平收入分配、稳定社会经济的由政府所提供的一个社

会安全网络。许多发达国家在建设福利国家中极大地提高了社会保障率，一般在 90%以上，发展中国家的社会保障率也在不断攀升。根据国际经验，70%以上的社会保障率，社会既是稳定的也是有利于经济持续增长的，70%以下的社会保障率将出现社会不稳定、经济增长受影响等诸多问题，所以，有的学者把 70%的社会成员社会保障率定为社会稳定的警戒线。

香港社会福利网的覆盖面太小，很多生活上有困难的人并没有得到援助。香港社会福利的覆盖面还没有一些经济发展不如它的国家和地区的广。通过比较中国几个主要城市的社会保障金对平均工资的比率，可以看到香港是最低的，只有 16%~19.4%（随接受人群不同而不同）（表 11）。台北为 34%，广州是 60%，上海是 34%，北京是 44%。这说明香港的社会保障机制范围有限。总体社会福利支出有限和贫困援助计划有限并不足以判断政府在公平分配经济发展的成果方面的努力。福利短缺可能也是导致收入不均恶化的原因。

表 11 中国几个城市社会保障水平比较

年份	城市	社会保障金数目	社会保障金/平均收入 (%)
1992	台北	NT \$ 4920 (US \$ 600)	34
1993	广州	RMB200 (US \$ 24)	59.6
1993	上海	RMB120 (US \$ 15)	33.7
1993	北京	RMB125 (US \$ 16.125)	44.1
1995	香港	HK \$ 1490 (US \$ 182) (成人)	15.9
		HK \$ 1810 (US \$ 221) (老人)	19.4

资料来源：UNITED DAILY NEWS(Hong Kong), 1995 年 10 月 16 日

#### 5. 公共政策对收入分配的弥补作用

由上文的分析可知，香港的收入分配差距已经超过了警戒线，但为什么没有对社会稳定造成大的不良影响？这要归功于香港收入分配制度和政府的公共政策。

香港政府的再分配政策则通过政府的公共政策，如转移支付，医疗卫生支出，教育开支，税制，公共房屋政策等来影响收入分配。政府的教育政策会左右一个人接受教育的机会，而受教育的多寡是会直接影响他的谋生能力的。

其次，房屋也是世界各地都十分关注的问题。公共房屋的住户得到政府的津贴，所交的租金比市价租金低。公共住房是香港政府最早介入的社会福利事务。为中、低收入者提供的住房福利在香港的社会福利制度占有突出的地位，亦是其福利制度的重要特征。住房福利政策的推行，极大地改善了低收入家庭的住房条件，也满足了低收入者希冀在住房升值中获益的要求。

## 四、结论

从 1960s 开始的经济繁荣并没有使香港得到比较公平的收入分配。

在个人收入分配方面，从行业结构的变化来看，各个行业平均工资占人均 GDP 的比重之间的差距增大，并且其就业人数和就业比重的变化都说明个人收入分配差距扩大；从职业结构的变迁来看，各个职业就业收入占人均 GDP 的比重及变化趋势与各个职业的就业人数和就业比重的变化也都说明个人收入分配差距扩大；从按每月就业收入划分的收入组别来分析，高收入和低收入人口越来越多，且高收入人口的上升速度超过低收入人口的上升速度，同时中等收入人口越来越少，收入不均等状况恶化。

在家庭住户收入分配方面，从按每月入息划分的收入组别来分析，高收入和低收入家庭越来越多，中等收入家庭数目则减少，收入不均等状况恶化；从历年人口普查的十分位数数据来看，基尼系数呈上升趋势，库兹涅茨指数不断上升，阿鲁瓦利亚指数逐渐下降，收入不良指数及库氏指数与阿氏指数之比不断上升都反映出同一事实，即富裕阶层得到的收入的相对比重越来越大，贫穷阶层得到的比重越来越少，说明收入差别在不断扩大。且香港在经济

发展过程中，只有高收入阶层的收入呈现出上升趋势，中、低收入阶层的收入都呈现出下降趋势，这说明香港的发展将不仅仅使低收入阶层越来越穷，同时中等收入阶层的收入也越来越少，中产阶级最终也可能会变贫穷。经济发展的成果并没有惠及所有香港市民。

香港政府的公共政策如公共房屋政策、医疗保健政策、社会福利政策、教育支出等对缓和收入不均状况有一定的积极作用。同时香港政府也采取了不少政策来保障工人权益。如近年来，港府日益承担起劳工培训的职责，以适应香港产业的需要，并把结构性失业降到最低水平。且香港劳工处也采取了各种措施来处理劳资双方的关系，保障工人的权益。这是香港收入分配不均没有引致大的社会不安，对社会稳定没有造成大的不利影响的原因。

从数字上看，香港的收入分配不均状况却是一直在恶化的，各个衡量指数都显示出香港的收入分配状况越来越恶化。虽然香港的公共政策对收入分配差距有一定的弥补作用，但是长期来讲，如果不从根本上改善贫穷者的生活状况以及他们创造财富的能力，而是继续放任收入不均继续恶化下去，则势必会影响香港的社会政治稳定，进而影响其经济增长。所以，香港政府还是应该采取一定的措施来提高低收入者创造财富的能力，减少收入分配的差距，降低贫富分化的程度。从长远来讲，经济发展是改善收入不均的最有效方法，所以，港府应制订促进平等的社会经济发展政策，使香港能够在经济发展的过程中实现收入分配的公平。

#### 参考文献

- [1] Chow, Steven Chi Man(1977). "Economic Growth and Income Distribution in Hong Kong". Unpublished PhD thesis, Boston University.
- [2] Hsia , R. and Laurence Chau(1978). "Industrialization , Unemployment and Income Distribution : A Case Study of Hong Kong." London : Croom Helm.
- [3] Lin , Tzong-Biau(1985). "Growth , Equity , and Income Distribution Policies in Hong Kong". The Developing Economies 23 ( December )
- [4] Tsang , Shu-Ki(1993). "Income Distribution". In Choi Po-King and Ho Lok-Sang(eds.). "The Other Hong Kong Report 1993". Hong Kong: The Chinese University Press.
- [5] Chau, L.C.(1994). "Economics Growth and Income Distribution in Hong Kong". In Benjamin K.P.Leung and Teresa Y.C. Wong (eds.) "25 Years of Social and Economic Development in Hong Kong". Center of Asian Studies Occasional Papers and Monographs No.111, The University of Hong Kong.
- [6] Deininger, Klaus and Lyn Squire(1996). "A New Data Set Measuring Income Inequality". The world Bank Economic Review 10(September): 565-591.
- [7] Lam, Kit-Chun(1995). "Immigration and Income Distribution in Hong Kong ." Working Paper. Hong Kong Baptist University, June.
- [8] Kit-Chun Lam and Pak-Wai Liu. "Immigration, Population Heterogeneity, and Earnings Inequality in Hong Kong". Contemporary Economic Policy, July 1998, 265-276.
- [9] Leung , H.K.(1976). "Residential Housing in Hong Kong. Master's thesis, Department of Economics." Hong Kong ,Chinese University of Hong Kong.
- [10] Castells , M. , Goh , L. and Kowk , R.Y.W. (1990). "The Shek Kip Mei Syndrome: Economic Development and Public Housing in Hong Kong and Singapore. London, Pion Limited.
- [11] Li , S.M. and Yu , F.L.(1985). The Welfare Cost of Hong Kong's Public Housing Programme. Urban Studies, 22, pp.133-40.
- [12] Ho, H.C.Y. (1979). The Fiscal System in Hong Kong. London: Croom Helm.
- [13] 林洁珍，廖柏伟。移民与香港经济。商务印书馆，1997年。
- [14] 吕汉光，收入分配与经济发展，商务印书馆，1997年。
- [15] 胡学勤。缩小收入分配差距经济理论与我国现实分析，扬州大学学报(人文社会科学版)，2005年5月。
- [16] 保罗·惠廷，侯雅文，陶黎宝华。《香港的社会政策》。中国社会科学出版社。2001。

[17] 香港政府统计处网站.

## **Economic Analysis of Income distribution in Hong Kong**

WAN Yan

(Center for Studies of Hong Kong, Macao and Pearl River Delta Zhongshan University  
Guangdong, Guangzhou 510275 )

**Abstract:** Income distribution is a core problem of the study of economics; it is also a problem obtained universal attention because it is closely linked with the benefits of citizens. Hong Kong's income inequalities have long been situated at a relatively high level by international standards. The objective of this paper is to investigate the change trend of the prolonged inequality of income distribution in Hong Kong. This paper analyzes the Hong Kong's income distribution in two aspects: personal and households. We argue that the economic growth has enabled Hong Kong to retain its high growth of per capita GDP, but, at the same time, has generated some negative effects on the income inequality. But strangely, it doesn't have significant negative effect on social stabilization of Hong Kong. The main reason is that Hong Kong government implement series of public policies to ensure the basic living of the have-not, for example, the social security, public housing program, public medical treatment. They have generated some positive effects on the income inequality and the social stability.

**Key words:** Hong Kong, income distribution, economic development, public policy

# 行业间劳动力需求的转移与失业

## ——对香港的实证研究

张青

(港澳珠三角研究中心 中山大学, 广东 广州 510275)

**摘要:** 本文考察了行业间劳动力需求转移理论对一九九零年到二零零五年间香港失业情况的适用性。文章采用更详尽的香港行业分类数据获得两个不同的行业劳动力需求差异化指标, 通过分别考察该指标在以 Mills (1995) 为基础的失业方程中的回归系数, 检验香港行业间劳动力需求转移与失业率波动间的关系是否存在, 同时考察了经济周期效应对二者关系的影响。本文发现, 香港的行业间劳动力需求转移与失业率波动间不存在长期和短期的关系, 但是, 存在明显的经济周期效应使自然失业率波动, 从而导致整体失业率波动。

**关键词:** 行业劳动力需求转移理论, 自然失业率, 失业, 经济周期效应

一、

### 1.1

在经济学理论中, 存在着众多关于一个经济体失业率波动的解释, 其中对于自然失业率波动的考察一直是热点, 而对它的波动原因的解释也层出不穷。

由 Lilien<sup>1</sup>在 1982 年开创的行业间劳动力需求转移理论首次提出行业间的劳动力需求转移是影响美国失业率波动的重要因素之一。他认为自然失业是一个经济体中必需的平均劳动力配置数量, 如果经济体的劳动力配置过程不能将因为行业间劳动力需求转移而释放出来的劳动力和新的工作即刻匹配的话, 行业间劳动力需求转移的程度越大, 自然失业率就会越高, 从而影响总体失业率。结论背后的逻辑是, 每个行业在受到影响整个经济体的共同因素作用的同时也会受到仅影响自身行业的独特因素的作用。正是在这样的影响下, 某些行业在某些时期对劳动力的需求减少, 而某些行业则需要吸纳更多的劳动力, 整个经济的劳动力需求在行业间发生了转移, 即各个行业的劳动力需求产生了差异化。由此释放出的多余劳动力不得不在各行业间重新分配。

Davis (1987)<sup>2</sup>着重研究了行业劳动力需求转移影响失业率波动中不能即时匹配的配置过程, 提出了在配置过程中存在影响自然失业率的经济周期效应(stage-of-business-cycle effect)。他认为需求转移理论的成立建立在一个重要的假设之上, 那就是失业和衡量需求转移程度的需求差异化指数的固定关系不随着经济周期的变化而变化。如果这个假设不成立

<sup>1</sup> David M. Lilien, "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", The Journal of Political Economy, Vol.90, No.4. (Aug. 1982), pp. 777-793

<sup>2</sup> Davis, Steven J., "Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 27 (1987), 335-402

的话，劳动力重新配置过程受到经济周期影响，导致自然失业率的变化，那么当经济情况处于好的状态时，一定量的劳动力需求转移将导致更少的失业，而当经济情况处于差的状态时，劳动力需求转移则会导致更多的失业。

关于香港的失业率，Petra Gerlach-Kristen(2004)<sup>3</sup>曾经通过贝弗里奇曲线(Beveridge curve)建立估计自然失业率的模型，认为自从上个世纪九十年代开始，香港的自然失业率一直在增加。

但是有一个疑点随之出现，为什么香港在上个世纪九十年代前期还能保有 2%左右令其它国家羡慕的低失业率，但一经过九十年代后期的金融风暴及随之而来的一系列负面经济冲击后失业情况才开始恶化？

自然失业率是否有波动，抑或自然失业率的确发生了波动但是并不是因为行业间劳动力需求转移引起而是由经济周期的波动引起？

本文的目的便是在行业间劳动力需求转移的理论基础上考察香港失业率波动的背后是否受到自然失业率变化的主导，如果是，那么引起自然失业率变化的原因中，该地区行业间劳动力需求的转移是否是一个重要因素，Davis(1987)的经济周期效应(stage-of-business-cycle effect)是否也包括其中。

## 1.2

从上述角度展开的研究有着深厚的香港经济现实基础。以五年的间隔观察香港 1990 年一季度到 2005 年一季度的就业结构，表 1-1 显示了几个主要行业的就业人口占总就业人口的比例，可以发现，随着香港经济的转型，第二产业和第三产业对劳动力的需求出现明显的相反趋势，制造业的就业人口比例下降的幅度远远大于总就业人口上升的幅度，制造业对劳动力的需求在减少，同时，第三产业的各个行业对劳动力的需求在整体趋势上处于上扬。

而在第三产业内部，我们也能发现各个行业的劳动力需求也存在极大的差异。2005 年 1 季度的总就业人数相比 2000 年 1 季度下降，此期间行业劳动力就业比例下降的有批发，零售，进出口贸易，饮食及酒店业和运输仓库及通讯业，比例上升的有金融保险地产及商用服务业和社区、社会及个人服务

---

<sup>3</sup> Petra Gerlach-Kristen, "Estimating the Natural Rate of Unemployment in Hong Kong", working paper, HIEBS [http://www.hiebs.hku.hk/working\\_paper\\_updates/pdf/wp1085b.pdf](http://www.hiebs.hku.hk/working_paper_updates/pdf/wp1085b.pdf)

表 1—1. 香港就业结构变化

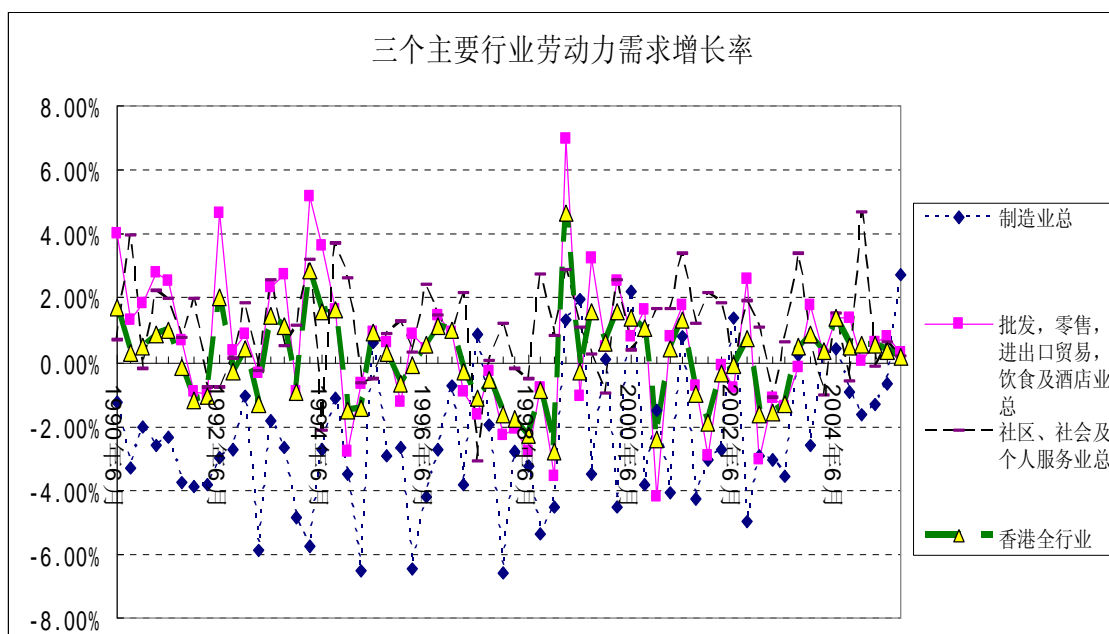
行业 就业 人口 占总 就业 人口 的份 额	制造业	建筑地 盘总	批发,零 售,进出 口贸易, 饮食及 酒店业	运 输 仓 库 及 通 讯业	金 融 保 险 地 产 及 商 用 服务业	社区、社 会 及 个 人 服 务 业	公务员	总就业人 口
1990 年 1 季度	24.19%	2.35%	24.46%	26.80%	8.33%	7.56%	5.94%	3161722
1995 年 1 季度	11.62%	1.88%	29.82%	31.70%	10.61%	8.73%	5.29%	3404537
2000 年 1 季度	6.89%	2.20%	30.29%	32.49%	12.22%	10.17%	5.48%	3392946
2005 年 1 季度	4.85%	1.96%	30.04%	31.99%	13.32%	12.92%	4.68%	3361496

数据来源：香港统计月刊各期及作者的计算

再从整个研究期间来看，图 1—1 选取了香港经济中的三个主要行业，描绘了从 1990 年一季度到 2005 年三季度间它们的劳动力需求增长率，并且将整个经济体的劳动力需求增长率作为三者间需求差异程度的比较基准。



图 1-1. 三个主要行业劳动力需求增长率



数据来源：香港统计月刊各期及作者的计算

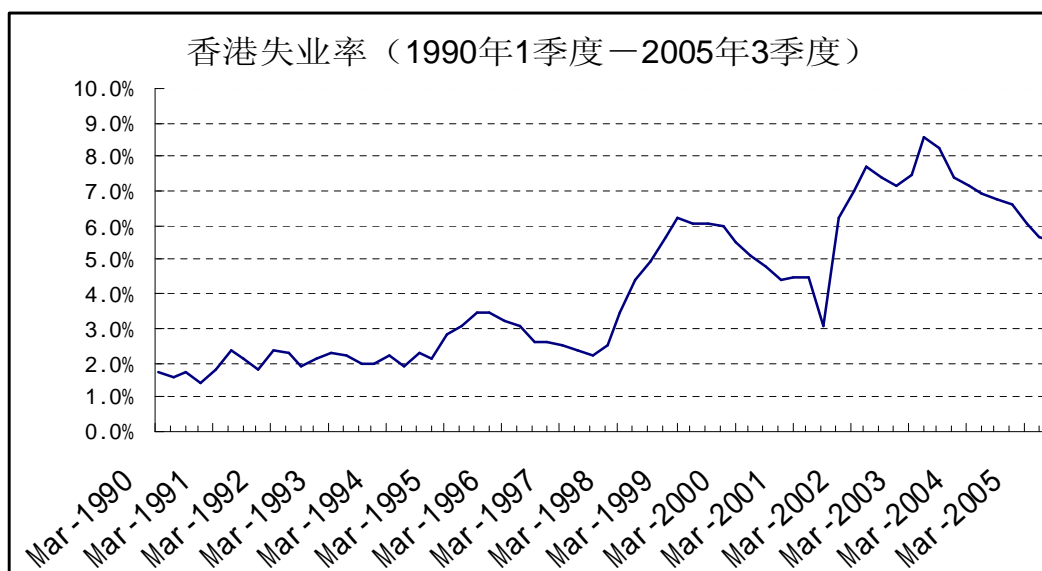
通过图 1 能够观察到香港三个行业间对劳动力的需求在不同的时期都存在不同程度的差异。虽然没有列出所有的行业，但是窥一斑而见全豹，可以说香港所有行业各自的劳动力需求是存在差异的。本文在之后的第三章关于差异指标的计算也能说明这点，在此暂不详提。

可以明确的是，某些行业中过剩的劳动力供给必然被释放出来，如果被释放的人群不会因此全部退出劳动大军，那么继续留在劳动大军中的人群必须要转向其它需求强劲的行业。

因此，一个能够认定的事实便是，伴随着香港经济结构的转型，香港在九零年后的十五年间存在的明显的行业间劳动力需求转移，必然导致劳动力在行业间的重新配置。这为本文检验行业转移理论提供了前提。

再来看行业转移理论所需要解释的现象——失业率，它在香港的表现如图 1-2 所示。

图 1-2. 香港失业率（1990 年 1 季度—2005 年 3 季度）



数据来源：香港统计月刊各期

观察香港从 1990 年 1 季度到 2005 年 3 季度的失业率走势，可以发现，失业率从 1995 年 1 季度开始脱离原来 2% 左右的低水平轨道，周期性移动创下一个又一个高峰。三个明显的峰顶分别出现在 1999 年 3 月，2002 年 6 月和 2003 年 6 月，失业率分别达到 6.2%，7.7% 和 8.6%。

将上述两个现象联系起来，就引出了上文所要研究的问题，即香港失业率高企是否如行业转移理论所说，因为行业间劳动力需求差异化导致跨行业劳动力配置，而这个不能即时匹配的配置过程使得香港自然失业率上升带动整体失业率上升，在这个配置过程中是否存在经济周期效应？

### 1.3

关于香港失业率的研究，笔者能搜索到的论文可以分为两个角度。一种以测算实际的自然失业率为出发点考察失业率的波动，并通过趋势预测值判断自然失业率未来的变化，但是论文没有涉及到影响自然失业率的因素的考察。这类文章以 Petra Gerlach-Kristen(2004)<sup>4</sup>，Groenewold & Tang(2004)<sup>5</sup>为代表。前者以描绘失业和工作空缺之间负相关关系的贝弗里奇曲线(Beveridge curve)为工具建立估计自然失业率的模型，从而推断自然失业率的走势，论文根据测算认为自从上个世纪九十年代开始，香港的自然失业率一直在增加，但是数值一直比实际公布的失业率低，所以他认为在不久的将来，高企的失业率会回落；后者通过建立失业率和真实产出的结构向量自回归模型来估计 1982 年到 2000 年的香港自然失业率。

另外一种则不以测算自然失业率为目的，而是着眼于解释失业率的波动原因。这类文

<sup>4</sup> Petra Gerlach-Kristen, "Estimating the Natural Rate of Unemployment in Hong Kong", working paper, HIEBS [http://www.hiebs.hku.hk/working\\_paper\\_updates/pdf/wp1085b.pdf](http://www.hiebs.hku.hk/working_paper_updates/pdf/wp1085b.pdf)

<sup>5</sup> Groenewold & Tang, "The Asian Financial Crisis and the Natural Rate of Unemployment: Estimates From a Structural VAR for the newly Industrializing Economies of Asia", Pacific Economic Review 9(1), 45-64

章的代表有孙永泉教授，他在与人合著的著作《急变中的劳动力市场》<sup>6</sup>中特别讨论了香港劳动力行业转移的情况，并也提到行业转移可能引起劳动市场不配套及结构性失业。他在文中引用了自己在 1995<sup>7</sup>年的相关论文中衡量转移程度的方法和国际间该情况的比较，发现香港劳动力行业转移的程度在 1987 年到 1992 年间是 1982 年到 1986 年间的 2.5 倍，从原来在新加坡、韩国、日本和美国五地区中的中等水平跃升到最高水平。但是他并没有就行业转移程度的变化与失业率的波动之间的关系展开阐述。

本文的研究综合了上述两类文献的研究目的，既考察自然失业率的变化，也考察自然失业率背后的原因。但是在研究角度，层面和研究方法与二者有所不同。首先，角度不一样，本文是站在行业对劳动力的需求的角度，而孙教授则是站在劳动力的供给角度。其次，因为数据的缺乏孙教授仅考察了香港劳动力在行业间的转移程度，而本文更就行业间劳动力需求的差异化与失业率波动的关系展开研究，在本文作者的搜索范围内尚未发现有同样的论文。再次，二者的研究样本期间不同，本文采用的衡量行业转移程度的样本数据为 1990 年 1 季度到 2005 年 3 季度的数据，包括了亚洲金融危机前后的时段，捕捉到了香港失业率大幅上升的阶段，而孙教授的研究期间为 1982 年到 1994 年的年度数据。再有，二者计算行业转移指数的方法不同，孙教授采用的是四十六个行业的分类，本文采用的是更加详细的六十四个行业的分类，能够相对更完整地反映行业间劳动力需求转移的程度，前者的行业转移指数为  $\frac{1}{2} \sum |s_i - s'_i|$ ， $s_i$  为某行业某年的就业人数， $s'_i$  是相隔一年后的该行业就业人数，就业人数转变的绝对值代表在期间加入或离开该行业的下限，这个指标的选用不能避免的也反映了整体需求冲击而不仅仅是行业冲击<sup>8</sup>，因此，本文选用了剔除整体需求冲击影响的行业差异化指标计算方法，并将剔除后的指标与剔除前的指标对失业率的影响进行了比较。最后，本文计算自然失业率的方法以 Li Ien 的方法为基础，而不是采用贝弗里奇曲线。

#### 1.4

本文接下来将在第二章回顾行业转移理论的相关文献，主要介绍 Li Ien 行业间劳动力需求转移理论的初始模型以及之后文献对该理论的讨论，包括经济周期效应的提出；第三章开始检验行业转移理论在香港的适用性，首先将介绍实证研究所选择的失业模型，紧接着估计货币增长方程来获得预期中和非预期的货币增长，为检验理论在香港的适用做准备，然后计算两个不同的行业转移指标，最后利用它们对理论进行检验并计算自然失业率，考察自然失业率波动对整体失业率波动的影响程度；第四章对经济周期效应在香港的适用性进行检验并计算自然失业率；第五章是本文的结论。

## 二、

失业率可以分解成周期性失业和自然失业两部分。周期性失业来自经济周期期间整体需求的波动，自然失业来自于劳动力行业理论中所描述的劳动配置过程中劳动力异质，经济运行摩擦等等因素。自然失业率又可以分为摩擦性失业和结构性失业。前者由工作搜寻的迟滞引起，后者则因劳动力市场中技能供给与需求的不配套或者某一行业中过剩的劳动

<sup>6</sup> 孙永泉，陈明智，《急变中的劳动力市场》，商务印书馆，1997年，第3章

<sup>7</sup> Wing Suen, "sectoral shifts: impact on Hong Kong Workers", *Journal of International Trade and Economic Development*, Vol. 4 (July 1995b), pp. 135-152

<sup>8</sup> Katharine G. Abraham & Lawrence F. Katz, "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?", *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.3, Part 1. (Jun., 1986), pp. 507-522

力需求或者供给引起<sup>9</sup>。

从行业角度研究劳动力需求的结构性转移尝试去解释为何当经济看上去处于充分就业时，仍然存在失业。其中的一派解释提出了均衡失业率理论也就是关于自然失业率的理论。失业的产生来自于行业需求的变化以及不能将异质的劳动力和工作即刻匹配的配置过程。失业率波动的传导过程以 Lucas 和 Prescott (1974)<sup>10</sup>为例，他们假设劳动力在许多不同空间的市场间交换，市场间的劳动力流动是耗时的，总需求是不变的，单个市场的产品需求是随机波动的。正是随机波动的产品需求引发了市场间劳动力需求的波动从而引起市场间工资的短暂差异，使得劳动力从低工资的市场向高工资的市场流动，因此在静态均衡中产生了失业，也就是所谓的自然失业。

关键的一点是，模型假设因为冲击引起的单一市场劳动力需求的波动总是同方差的，因此而产生的均衡失业率也就是自然失业率也是不变的。

但是，Lilien (1982a)<sup>11</sup>对此关键点提出了质疑，并提出了自己的行业需求转移理论。他指出需求波动总是同方差的这一假设在现实世界中无法实现，六七十年代在美国发生的众多冲击必然会引起不同寻常的劳动力需求波动，因此，均衡失业率本身会随着经济的变化而变化。

他的行业间劳动力需求差异化理论并不否认即使一个经济体整体就业率在增长，反映经济体内部不同的劳动力需求的失业仍然会出现。但是他认为，如果将一个经济体的所有行业就业增长都为 2% 时的情况与一个经济体中一半的行业就业增长率为 8%，另一半为 -4% 的情况进行比较，尽管二者的整体就业增长率相同，但前者的失业情况要好过后者。因为在一个劳动力资源不能在行业间瞬时流动的经济体中，引起相对多的劳动力向某些行业转移相对少的劳动力向另一些行业转移的波动将通过影响自然失业率而至少引起总失业的短暂上升，但同时这种波动不会使得劳动总需求偏离自身的趋势轨道。

他认为行业因为冲击而产生的需求 (desired) 就业量波动能够很好地被该行业实际的 (actual) 就业量所模拟，所以他用行业实际就业数据构建了一个跨行业就业增长率加权后的方差，也就是行业需求差异化指标，来代理因冲击产生的各行业劳动力需求转移的幅度。 $e_{it}$  是  $t$  时某个行业的就业人数， $E_t$  是  $t$  时所有行业的就业人数。

$$s^2 = \sum_{i=1}^N (e_{it} / E_t) * (\Delta \log(e_{it}) - \Delta \log(E_t))^2$$

通过实证研究，他发现，在不存在总需求波动的情况下，纯粹行业间劳动需求的差异化与失业率波动呈现正相关关系。因此得出了美国七八十年代失业率波动的其中一个重要动力是自然失业率的波动这一结论。

自从 Lilien 的行业间劳动力需求转移理论提出后，许多文献都围绕其构造的代理行业

<sup>9</sup> John C. Hultiwanger & Scott Schuh, "Gross Job Flows Between Plants and Industries", New England Economic Review, March/April 1999

<sup>10</sup> Lucas, Robert E., Jr., and Prescott, Edward C. "Equilibrium Search and Unemployment", Journal of Economic Theory 7 (Feb 1974), pp 188-209

<sup>11</sup> David M. Lilien, "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment", The Journal of Political Economy, Vol.90, No.4. (Aug. 1982), pp. 777-793

间劳动需求转移的变量，即行业需求差异化指标开展讨论。

Abraham & Katz (1986)<sup>12</sup>认为行业劳动力需求差异化指数并不能够完全代理行业间的劳动力需求转移。他们构建了一个简单的两部门模型显示即使在不存在劳动力需求转移的情况下，劳动力需求差异化指数与失业率的变化之间也存在正相关关系。

Davis (1987)<sup>13</sup>则提出 Lilien 没有考虑到商业周期效应 (stage-of-business-cycle effect) 对行业劳动力需求转移理论的影响。他认为需求转移理论的成立建立在一个重要的假设之上，那就是失业和差异化指数的固定关系不随着经济周期的变化而变化。但是如果存在某些因为经济衰退而引起的情况，将会加剧因需求转移导致的行业间劳动力的配置过程无效率，增加自然失业率，进而影响失业率。因此，Davis 总结到，经济衰退时期，行业间劳动力需求转移对失业的影响在这个效应下会恶化。

吸纳了 Abraham & Katz (1986)的意见后，Mills et al. (1995)<sup>14</sup>构建了一个新的剔除总需求波动影响的指标，并且发现该指标在解释失业率波动时是显著的，同时他的研究也证明了经济周期效应的存在。

对于行业劳动力需求转移理论的研究一直主要集中在美国，而在这方面对香港研究在笔者的搜索中尚未发现。讨论香港就业问题的文献主要集中在引言所述的两大类中。

### 三

#### 3.1

本文以 Barro(1977)<sup>15</sup>的失业方程为基础，参考 Mills 等 (1995)<sup>16</sup>添加的变量，确定失业的基本方程如下。

$$DU = \sum_{i=1}^4 a_i * DU_{t-i} + \sum_{i=1}^4 (b_{1i} * DRS + b_{2i} * DEX) + \sum_{i=0}^2 (g_{1i} * DME + g_{2i} * DMR) + \varepsilon_{it}$$

(3-1)

典型的巴罗失业方程中以失业率的波动 DU 为被解释变量，解释变量含有非预期货币增长 DMR，预期的货币增长 DME 以及其它变量，例如失业率的滞后值。Mills 等考虑了另外两个变量：短期利率，RS，以及出口与 GDP 的比值，EX。将短期利率添加进方程是为了反映企业工作资本成本的改变或者休闲的跨期替代对失业率的影响。出口则可以看成是来自全球经济的冲击对香港本土失业率的影响。

如后文所分析，通过检验可知 DME 和 DMR 是平稳的，U，RS 和 EX 是 I(1)，所以对后三者进行 VAR 阶数的确定，通过对数似然率的检验，选取 VAR(4)作为阶数，但同时没有证

<sup>12</sup> Katharine G. Abraham & Lawrence F. Katz, "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?", The Journal of Political Economy, Vol. 94, No.3, Part 1. (Jun., 1986), pp. 507-522

<sup>13</sup> Davis, Steven J., "Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 27 (1987), 335-402

<sup>14</sup> Terence C. Mills et al., "Unemployment Fluctuations in the United States: Further Tests of the Sectoral-Shifts Hypothesis", The Review of Economics and Statistics, Vol. 77, No.2 (May, 1995), pp. 294-304

<sup>15</sup> Robert J. Barro, "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States", The American Economic Review, Vol. 67, No. 2. (Mar., 1977), pp. 101-115

<sup>16</sup> Terence C. Mills et al., "Unemployment Fluctuations in the United States: Further Tests of the Sectoral-Shifts Hypothesis", The Review of Economics and Statistics, Vol. 77, No.2 (May, 1995), pp. 294-304

据表明 U, RS 和 EX 之间协整, 所以确定方程的基本形式如上所述。

接下来, 本章将在第二节通过巴罗的货币增长方程获得非预期货币增长 DMR 和预期的货币增长 DME, 在第三节计算需要添加入基本方程的两个行业间劳动力需求差异化指数, 当一切变量都就绪后, 在第四节对行业间劳动力需求转移理论进行检验并计算自然失业率, 考察自然失业率的波动对整体失业率波动的影响程度。

### 3.2

Barro (1977) 发表的关于美国非预期货币增长和失业率的关系的文章中将预期中和非预期中的需求冲击作为失业方程中的解释变量, 并用他所估计的货币增长模型中得出的预期中货币增长和非预期货币增长作为上述两种冲击的代理变量。他的这一方法得到之后很多经济学家的引用, 但同时也有经济学家认为该货币增长模型存在稳定性的问题。本文采用的是基于 Mills et al (1995) 文章中经过改良的货币增长模型, 以获得预期货币增长变量和非预期货币增长变量。

模型假设经济中的个体只能获得最新至  $t-1$  期的信息, 因此方程中不会出现即期数据。M, Y, P 分别是货币供应量 M1, 真实 GDP 和 GDP 平减指数的对数值。而 U 是失业率 UN 的 logit 转化形式<sup>17</sup>。RS 是短期利率, I 是通胀率。货币增长 (DM) 被认为受以下变量影响: 过去的货币增长, 通胀的变化 (DI), 失业率的变化 (DU), 短期利率的变化 (DRS), 真实 GDP 的变化 (DY)。

在对模型进行回归前必须考虑的两个问题是变量是否是平稳的以及变量间是否存在协整关系。于是本文首先对各时间序列分别执行了 Augmented Dickey-Fuller 单位根检验 (unit root test)。结果表明, 在 10% 的显著性水平下, 所有变量 M-P, Y, I, U, RS 都是  $I(1)$  的, 即在一次差分后均为平稳序列。

我们需要获得不平稳的变量间的协整关系, 需要采用 Johansen test 检验五个变量间的协整性。而做该检验的前提是获得向量自回归 (VAR) 的阶数。因此, 使用对数似然率法 (LR test) 来决定滞后的阶数, 通过比较滞后两期与滞后四期的对数似然率, 我们拒绝滞后两期的假设, 选择 VAR(4)。根据这个阶数所执行的 Johansen test 在 1% 的显著性水平下拒绝向量间不存在协整关系的假设从而意味着存在一个协整向量的可能, 但反过来也不能拒绝存在两个乃至以上的协整向量的可能。

既然变量间存在协整关系, 那么影响货币增长的因素也将包括过去的货币真实增长量与其趋势量之间的差异。因此货币增长模型将是一个基于误差修正模型 (ECM)。差异能够通过基于误差修正项 ecm 来反映。本文将  $M_t - P_t$  对  $Y_t, I_t, U_t$  和  $RS_t$  进行协整回归, 得出的残差项就是 ecm 变量。

---

<sup>17</sup>  $UN = \log UN / (1 - UN)$

表3—1. 货币增长方程，被解释变量为DM

Variable	Coefficient	t-Statistic
DM(-1)	0.28*	1.90
DM(-2)	0.04	0.28
DM(-3)	0.32**	2.03
DM(-4)	0.32*	2.01
DI(-1)	-0.05***	-2.80
DI(-2)	-0.03*	-1.87
DI(-3)	-0.03**	-2.12
DI(-4)	-0.01	-1.68
DY(-1)	-0.11	-0.48
DY(-2)	-0.06	-0.24
DY(-3)	-0.48**	-2.05
DY(-4)	0.11	0.45
DRS(-1)	0.003	0.62
DRS(-2)	-0.008*	-1.72
DRS(-3)	0.004	0.86
DRS(-4)	0.001	0.30
DU(-1)	-0.02	-0.49
DU(-2)	-0.02	-0.35
DU(-3)	-0.15***	-3.12
DU(-4)	0.06	1.07
ECM(-1)	-0.18**	-2.48

$$ecmt=mp-0.793*y- 0.264*i+0.025*rs-0.671*u$$

$$R^2=0.61 \quad se=0.018 \quad T=58(1991:2 - 2005:3)$$

\*, \*\*, \*\*\*分别表示变量系数在 10%，5%和 1%的显著性水平显著。

诊断检验<sup>18</sup>:  $Q(12)= 4.84[0.963]$        $JB(2)=0.64[0.72]$

<sup>18</sup>小括号中表示该统计量的自由度，中括号中显示统计值的 p 值。

ARCH(4)=0.42[0.80]

RESET(1)=1.70 [0.20]

表 3-1 中的方程通过了一系列诊断测试。Q 统计量检验残差与滞后项是否存在相关关系，JB 检验残差的正态性，ARCH 检验是否存在自回归条件异方差，RESET 检验方程的形式是否正确。

因此，可以将货币增长方程中的残差，DMRT，作为反映非预期货币增长的变量，预期的货币增长量由  $DME_t = DM_t - DMR_t$  获得。考虑到之前对方程中变量稳定性的检验，可以推测 DME 和 DMR 应该是平稳的。再次采用 Augmented Dickey-Fuller 单位根检验验证了推测是正确的。因此，能够将 DME 和 DMR 作为解释变量添加进来检测行业转移理论的失业方程中。

### 3.3

#### 3.3.1

为了检测最终获得的结果的稳健性，本文将使用由 Lilien (1982) 最早提出的关于衡量行业劳动力需求转移的代理变量，行业间劳动力需求差异化指数和之后经过 Mills 等 (1995) 修正的代理变量，对这两个不同的变量分别进行估计。

$$\text{这两个指标都有相同的形式: } p_t^2 = \sum_{i=1}^N (e_{it} / E_t) * W_{it} \quad (3-2)$$

其中， $e_{it}$  是 t 时行业 i 中的就业人数， $i=1, 2, \dots, N$ ， $E_t = \sum_{i=1}^N e_{it}$  表示 t 时的总就

业人数。两个指标的不同之处在于权重， $W_{it}$ ，的选择。

Lilien(1982)将差异化指数用加权后的跨行业就业增长率变量表示：

$$s_t^2 = \sum_{i=1}^N (e_{it} / E_t) * (\Delta \log(e_{it}) - \Delta \log(E_t))^2 \quad (3-3)$$

根据 Abraham & Katz (1986)对 Lilien 的指标提出的货币冲击是需求的主要推动力的意见，Mills 等 (1995) 将货币冲击一项从指标中剔除。每个行业就业人数的增长对于预期中的货币供给增长和预期外的货币供给增长的即期以及滞后四期进行回归。方程如下：

$$\Delta \log(e_{it}) - \Delta \log(E_t) = cons + \sum_{j=0}^4 a_j DME_{t-j} + \sum_{j=0}^4 b_j DMR_{t-j} + e_{it} \quad (3-4)$$

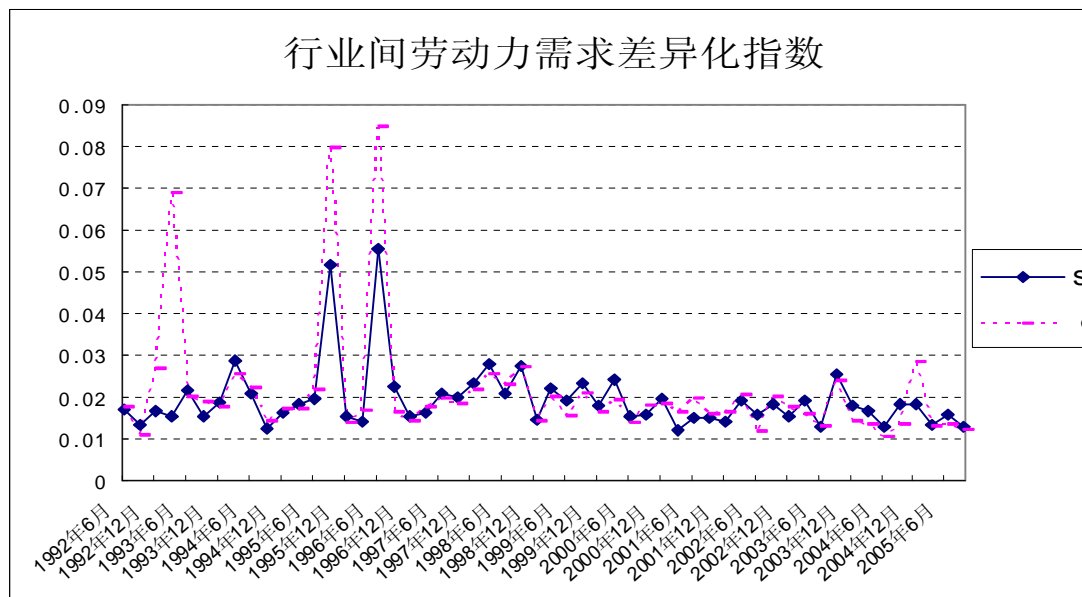
得到每个行业的方程残差  $\hat{e}_{it}$ ，通过下述计算得到剔除后的差异化指数，即

$$s_t^2 = \sum_{i=1}^N (e_{it} / E_t) * \hat{e}_{it}^2 \quad (3-5)$$



值得说明的是这两个指标只反映行业间劳动力转移的净流量而不是总流量。

图 3-1 香港行业间劳动力需求差异化指数



数据来源：香港统计月刊各期

两个行业差异化指标的就业数据均为 1990 年一季度到 2005 年第三季度的六十四个主要行业的季度数据。

图 3-1 描绘出了计算出的两个行业差异化指数。可以看出两个指数的波动趋势基本协同，两个指数都在 1996 年 6 月和 1995 年 9 月录得峰值，而 Lili en 指标在 1993 年 3 月也出现峰值。这意味着在亚洲金融风暴席卷香港前的九十年代中期存在引起行业劳动力需求转移的经济冲击。另外，从图中并不能得出行业需求波动方差随着时间的推移而增加。

$\sigma$  和  $s$  的 Augmented Dickey—Fuller 单位根检验拒绝存在单位根假设，也就是说这两个序列是平稳的。再根据之前的检验可知失业率  $U$  是不平稳的，所以前述两个指标序列和  $U$  不存在协整关系，意味着  $U$  和  $s$  以及  $U$  和  $\sigma$  之间不存在长期关系。因此与 Mills 等人对美国所做的分析不同，行业劳动力需求转移不是解释香港失业率变动的长期因素。失业率与两个指标间缺乏协整性也意味着本文的行业转移分析只需集中在二个指标的短期影响之上。

### 3.3.2

接下来，本文将开始检验行业劳动力需求转移理论在香港的适用情况，并分别考察  $\sigma$  和  $s$  的解释效力。采取的方程如 4.1 节所述，将包括下述解释变量的变化值。即失业率的滞后值， $U$ ，短期利率， $RS$ ，出口与 GDP 的比值， $EX$ ，预期货币增长， $DME$ ，非预期货币增长， $DMR$ 。将短期利率添加进方程是为了反映企业工作资本成本的改变或者休闲的跨期替代对失业率的影响。出口则可以看成是来自全球经济的冲击对香港本土失业率的影响。而  $\sigma$  或者  $s$  的添加将用于检验行业劳动力需求转移理论。

单位根检验表明 EX 是 I(1)。但是没有证据表明 U, RS 和 EX 之间协整。

对于自然失业率的计算, 本文将采用 Mills 等 (1995) 的形式, 即如 Lilién 所认为的是当 DMR, DME, DRS, DEX 都为 0 时的失业水平,  $\bar{a}_i$  是估计的失业方程中 DU 各滞后项的估计系数,  $\bar{q}_j$  是同估计中 sigma 的估计系数, 在使用 Mills 的指标时, sigma 将被换成 s :

$$U_t^* = \sum_{i=1}^4 \bar{a}_i * U_{t-i} + \sum_{j=0}^2 \bar{q}_j * sigma_{t-j} \quad (3-6)$$

### 3.3.2.1

将 Lilién 指标添加进失业基本方程得到表 3 的估计结果。方程通过了一系列诊断检验, ARCH(4) 显示, 残差存在自回归条件异方差。

估计结果显示,  $\sigma$  的即期变量的系数符号虽然符合行业转移理论的假设, 但是系数本身并不显著, 而滞后两期的变量符号相反却显著。对  $\sigma$  的三期变量系数均为 0 的约束条件用 Wald test 来检验, F 值为 2.29, 在 10% 的显著性水平下拒绝原假设。但是对任意两期变量系数均为 0 的约束条件检验时, F 值全部不显著。可以看出, 利用 Lilién 构造的劳动力行业需求差异化指标进行估计, 结果是行业间劳动力需求转移理论在香港不适应, 即劳动力行业需求的差异化不会影响自然失业率的变化, 不会影响失业率。因此, 也无需计算自然失业率, 因为我们要考察的是自然失业率的波动对整体失业率波动的影响。

表 3-2、检验行业劳动力需求转移理论 (Lilién 指标)

Dependent Variable: DU		
Sample(adjusted): 1992:4 2005:3		
Variable	Coefficient	Prob.
C	0.045	0.108
DU(-1)	-0.014	0.936
DU(-2)	0.608***	0.001
DU(-3)	-0.031	0.873
DU(-4)	-0.156	0.424
DRS(-1)	0.008	0.578
DRS(-2)	0.008	0.660
DRS(-3)	0.007	0.672

DRS(-4)	0.007	0.672
DEX(-1)	0.398	0.296
DEX(-2)	-0.598	0.144
DEX(-3)	-0.866***	0.035
DEX(-4)	-0.040	0.907
DME	-0.593	0.498
DME(-1)	0.305	0.743
DME(-2)	-0.157	0.827
DMR	-0.457	0.464
DMR(-1)	-0.597	0.365
DMR(-2)	0.158	0.832
SIGMA	0.645	0.288
SIGMA(-1)	-0.965	0.137
SIGMA(-2)	-1.075*	0.096

$R^2=0.54$ ,  $se=0.053$

\*, \*\*, \*\*\*分别表示变量系数在10%, 5%和1%的显著性水平显著。

诊断检验:  $Q(12) = 5.98[0.92]$ ,  $JB(2) = 1.19[0.55]$ ,  $ARCH(4) = 4.26[0.005]$ ,

$LMsc(4)=0.21[0.93]$ ,  $RESET=0.70[0.41]$

### 3.3.3.2

沿用上述基础方程的结构, 再将 Mills 指标添加进解释变量, 此次估计方程通过了一系列诊断检验, ARCH(4)显示, 残差存在自回归条件异方差。表 4 仅列出来行业差异化指标的系数估计。和表 3 中的数据相比,  $s$  的三期系数均为负值, 也不显著。用 Wald 检验三者的系数均为 0 的假设时, F 值不显著。 $s$  的检验, 同样得到  $\sigma$  的结果, 即使剔除了总需求波动的影响, 行业劳动力需求转移仍然不是失业率波动的影响因素。同样, 无需计算自然失业率。

表 3-3 检验行业转移理论 (Mills 指标)

Dependent Variable: DU

Sample(adjusted): 1992:4 2005:3

Variable	Coefficient	Prob.
S	-0.303132	0.8035
S(-1)	-1.613537	0.2057
S(-2)	-1.687804	0.1888

$R^2=0.49$ ,  $se=0.06$

诊断检验:  $Q(12) = 7.29[0.84]$ ,  $JB(2) = 2.24[0.33]$ ,  $ARCH(4) = 4.95[0.002]$ ,

$LMsc(4) = 0.53[0.71]$ ,  $RESET = 0.89[0.35]$

#### 四、

在文献回顾的时候提到 Davis (1987) 认为行业转移理论是建立在一个重要的假设之上, 那就是失业和需求差异化指数的固定关系不随着经济周期的变化而变化。但是如果该假设不成立的话, 经济衰退将会加剧因需求转移导致的行业间劳动力的配置过程无效率, 增加自然失业率, 进而影响失业率。

首先, 如果劳动力在行业间流动的条件允许劳动力自主选择是否更长时间地留在失业大军里, 那么失业和劳动力配置间的关系便会因失业的机会成本不同而不同。而反过来, 机会成本又与经济周期的变化有关。因此, 在经济衰退的时候, 如果过剩的劳动力预料将来自身产出的价值比经济扩张时要高, 那么他们会选择将失业期间长度拉长。其次, 即使每个劳动力流出失业大军的可能不受经济周期的影响, 但如果每个劳动力个体能流出失业大军的概率都不同, 那么失业大军的构成也会在经济衰退时倾向于以低流出率的失业人群为主, 因为衰退导致所有类型的劳动力流入失业大军的比例增加, 而能够快速离开失业大军的劳动力对失业率的影响将很快消失, 剩下从失业大军中流出率很低的人群。

那么当经济情况处于好的状态时, 一定量的劳动力需求转移将导致更少失业的减少, 而当经济情况处于差的状态时, 相同的劳动力需求转移则会导致更多的失业。行业劳动力需求转移的波动与失业率二者关系间存在不能忽视的“经济周期”效应。

本文也将验证这个效应在香港是否出现。Mills 等 (1995) 使用真实 GNP 剔除一个线性趋势后的残差来代理“经济周期”效应。本文也将采用此方法, 但是将 GDP 代替 GNP。用 B 这个虚拟变量来反映“经济周期”, 当残差为负值的时候,  $B=1$ , 反之则为 0。

检验的方程仍然沿用上文用到的基础方程, 但是将 B 变量, 以及 B 与行业差异化指标的交叉项及其滞后两期作为解释变量添加进去。因为根据 Davis 的理论, 经济周期效应对两个指标都会产生影响, 所以本文也将对两个指标分别开展检验。

同样的, 本章也将如第四章所考虑的, 计算自然失业率的变化, 考察其对失业率波动的影响程度。

#### 4.1

与表 3-2 相比,表 4-1 的回归方程系数显著的变量增加了,方程拟合度  $R^2$  得到了提高,回归的标准差也降低了。虽然  $\sigma$  及其滞后期系数仍然不显著,不能如行业劳动力需求转移理论所预测的影响香港的失业率。但是一个值得注意的结果是交叉项  $B \cdot SIGMA$  系数的  $t$  值在 5% 的显著性水平下显著。也就是说香港的劳动力市场中的确存在经济周期效应,当经济低迷的时候,虽然自然失业率不会变化,但是行业间的劳动力需求差异化加剧了失业的产生。

表 4-1 经济周期效应的检验 (Lilien 指标)

Dependent Variable: DU

Sample(adjusted): 1992:4 2005:3

Variable	Coefficient	Prob.
C	0.061 **	0.048
DU(-1)	-0.332 *	0.097
DU(-2)	0.761 ***	0.0002
DU(-3)	0.258	0.186
DU(-4)	-0.363 *	0.064
DRS(-1)	0.0002	0.990
DRS(-2)	0.034 *	0.059
DRS(-3)	0.016	0.303
DRS(-4)	-0.006	0.710
DEX(-1)	0.564	0.111
DEX(-2)	-0.702*	0.072
DEX(-3)	-1.430***	0.001
DEX(-4)	-0.208	0.566
DME	0.569	0.517
DME(-1)	-0.110	0.900
DME(-2)	-0.282	0.664
DMR	-0.177	0.759
DMR(-1)	-0.515	0.428
DMR(-2)	-0.035	0.959

SIGMA	-0.122	0.849
SIGMA(-1)	-1.100 *	0.065
SIGMA(-2)	-1.220 **	0.040
B	-0.026	0.482
B*SIGMA	3.481 **	0.023
B(-1)*SIGMA(-1)	-0.932	0.238
B(-2)*SIGMA(-2)	-0.663	0.358

R<sup>2</sup>=0.69    se=0.046

诊断检验: Q (12) =8.54[0.74], JB (2) =0.06[0.97],

ARCH(4)=1.48[0.22], LMsc (4) =0.34[0.85], RESET=0.77[0.39]

根据自然失业率的计算方程, 我们将 B\*SIGMA 代入其中,  $\bar{q}_2$  表 5 估计中 B\*SIGMA 的系数。

$$U_t^* = \sum_{i=1}^4 \bar{a}_i \times U_{t-i} + \bar{q}_2 \times (B * SIGMA)$$

再将 DU 对一个常数和 DU\*进行回归, 方程的 R<sup>2</sup>为 0.11, 表明受经济周期影响的自然失业率的变动能够解释整体失业率变动的 11%。

当把与 B 有关的变量有选择性的省略后, 通过表 4-2 可以发现, 方程 5.1 和 5.3 中的交叉项在 1%的显著性水平下显著, 这一结果与表 5 中估计的结果相同。

表 4-2 经济周期效应的检验 (省略某些与 B 有关的变量)

	方程 5-1	方程 5-2	方程 5-3
SIGMA	0.102 (0.853)	0.685 (0.252)	0.278 (0.613)
SIGMA(-1)	-1.048 (0.073)	-0.898 (0.154)	-1.116 (0.060)
SIGMA(-2)	-1.171 (0.044)	-1.051 (0.094)	-1.137 (0.053)
B		0.048** (0.035)	
B*SIGMA	2.617 ***		2.470 ***

	(0.002)			(0.004)		
B(-1)*SIGM	-1.060		-1.166			
A(-1)		(0.165)		(0.172)		
B(-2)*SIGM	-0.533		-0.040		-0.638	
A(-2)		(0.439)		(0.956)		(0.360)
R-squared	0.690		0.620		0.660	
S.E. of regression	0.046		0.050		0.047	
Sample	1992:4		1992:4		1992:4	
	2005:3		2005:3		2005:3	
诊断测验		p 值		p 值		p 值
Q(12)	7.18	(0.85)	6.66	(0.88)	6.80	(0.87)
JB(2)	0.200	(0.9)	1.370	(0.97)	0.240	(0.89)
ARCH(4)	1.730	(0.16)	3.870	(0.01)	1.180	(0.14)
RESET	0.470	(0.5)	0.040	(0.84)	0.230	(0.64)
LMsc(4)	0.120	(0.97)	0.060	(0.99)	0.060	(0.99)

对该三个回归方程的自然失业率变动的影响计算与方才的计算类似，因为篇幅问题，在此不再重复。

#### 4.2

再使用经过 Mills 剔除后的指标来检验这一效应。表 4-3 显示，当 B 和 B 与 S 的交叉即期项及其滞后项添加进方程后，方程的拟合优度得到了改善，回归标准差也减小了。表 4-3 仅列出了本文关注的变量的系数，结果发现他们均不显著。此方程形式下的自然失业率没有变动。

表 4-3 经济周期效应的检验 (Mills 指标)

Dependent Variable: DU

Sample(adjusted): 1992:4 2005:3

Variable	Coefficient	Prob.
S	-0.501	0.720
S(-1)	-1.971	0.131
S(-2)	-1.832	0.161
B	0.054	0.437
B*S	-0.261	0.935
B(-1)*S(-1)	-1.660	0.154
B(-2)*S(-2)	0.463	0.703

$R^2=0.59$   $se=0.053$

诊断检验:  $Q(12) = 7.44[0.83]$ ,  $JB(2) = 1.8[0.41]$ ,  $ARCH(4) = 2.16[0.09]$ ,  $LMsc(4) = 0.54[0.71]$ ,  $RESET = 0.69[0.41]$

但是, 当将某些与 B 有关的变量省略后, 方程的拟合优度虽然稍有降低, 但是如方程 5.4 和 5.6 所示, 反映经济周期效应的 B\*S 交叉项在 10% 的显著性水平下开始显著, 这与表 7 中的估计大不相同。说明用 Mills 指标进行估计时, 经济周期效应依然能够被观察到。

表 4-4 经济周期效应的检验 (省略某些与 B 有关的变量)

	方程 5-4	方程 5-5	方程 5-6
S	-0.940 (0.461)	-0.989 (0.424)	-0.550 (0.656)
S(-1)	-2.015 (0.119)	-2.073 (0.098)	-1.981 (0.120)
S(-2)	-1.926 (0.137)	-1.991 (0.110)	-1.846 (0.147)
B			0.049** (0.043)
B*S	2.102* (0.062)	2.140* (0.051)	
B(-1)*S(-1)	-1.515 (0.183)	-1.454 (0.182)	-1.652 (0.147)



B(-2)*S(-2)	0.287 (0.809)		0.441 (0.704)			
R-square	0.570		0.570		0.580	
d						
S.E. of regression	0.050		0.050		0.050	
Sample	1992:4 2005:3		1992:4 2005:3		1992:4 2005:3	
诊断测验		p 值		p 值		p 值
Q(12)	7.09	(0.85)	7.15	(0.85)	7.39	(0.83)
JB(2)	1.8	(0.41)	1.77	(0.41)	1.78	(0.4)
ARCH(4)	2.51	(0.06)	2.34	(0.07)	2.18	(0.09)
RESET	0.41	(0.53)	0.49	(0.49)	0.65	(0.43)
LMsc(4)	0.29	(0.88)	0.32	(0.86)	0.46	(0.76)

根据自然失业率的计算方程，我们选取方程 5-4 的形式进行计算，将  $B*S$  代入其中， $\bar{q}_2$  是估计中  $B*S$  的系数。

$$U_t^* = \sum_{i=1}^4 \bar{a}_i \times U_{t-i} + \bar{q}_2 \times (B * S)$$

再将  $DU$  对一个常数和  $DU^*$  进行回归，方程的  $R^2$  为 0.09，表明受经济周期影响的自然失业率的变动能够解释整体失业率变动的 9%。

通过以上两个指标的检验，本文发现这个经济周期效应在香港是适用的，而且因此引起的自然失业率变化能够解释 10% 左右的整体失业率的变动。这意味着香港经济衰退的时候，劳动力行业需求的转移加剧失业率的恶化。

## 五、

本文考察了 Li Iien (1982) 提出的行业间劳动力需求转移理论对一九九零年到二零零五年间香港失业情况的适用性。论文以 Barro (1977) 和 Mills 等 (1995) 构建的失业模型为基础，使用剔除总需求冲击因素前后两个需求差异化指标，考察行业间劳动力需求转

移对失业率波动的影响，以及在劳动力配置中的经济周期效应。

通过对六十四个主要行业就业季度数据的实证研究，本文发现对两个指标的分别估计都表明香港的行业劳动力需求转移与香港失业率波动间并没有长期或者短期的正相关关系，也就是说行业间劳动力需求差异化的程度并不影响香港的整体失业率，Lilien 的行业间劳动力需求转移理论在研究期间的香港并不适用。尽管如此，当在失业方程中添加了交叉项后，可以检验到“经济周期”效应（stage-of-business-cycle effect）在香港的存在。

因此，本文引言中提出的问题的答案是，劳动力重新配置过程中的经济周期效应使得劳动力需求转移影响了自然失业率的波动，从而影响了香港整体失业率的波动。

本文的结论也与一些香港经济现象的表征相符。香港一直存在的经济结构转型问题，自八十年代开始香港的制造业就已经向内地转移，九十年代转移的速度不断加快，制造业的劳动力需求加速向第三产业转移，但是，在这期间香港的失业率一直稳定在 2%左右的低水平。而在金融风暴后的一系列重大经济事件的发生却伴随着失业率的大幅攀升。例如，1998 年，亚洲金融危机的爆发使香港的真实 GDP 下降了大约百分之五；2000 年经济稍有恢复后，全世界的 IT 泡沫开始破灭，香港也不能幸免；2001 年九月，美国发生恐怖事件，世界经济受到不同程度的负面影响，与美国有着紧密贸易和投资关系的香港也受到冲击；2003 年春季 SARS 袭击香港。香港的失业率的高波动也发生在这个时期。

不仅从经济现象，从经济学理论也可以印证本文的结论。劳动经济学认为经济中存在两类因素共同作用于失业水平。一类因素影响流入失业的人群的量，一类因素影响失业人群流出的速度，也就是单个失业者的失业时间长短。前一类因素中，必然包括行业间劳动力需求的转移，因为需求的差异化导致流入失业的人群数量增加，而后一种因素中必然包括经济周期效应因素，一个原因就是失业者会基于对自己未来产出价值的判断来决定是否更快或者更慢的离开失业人群。以此看来，本文得出的经济周期效应影响下的自然失业率变动是解释整体失业率变动的一个原因的结论也符合香港的事实。

除此之外，本文的结论也能提供四个有关香港劳动力市场运行特征的推测。

第一、被释放出来的劳动力中有一定比例的人群退出了劳动大军。因为行业间劳动力需求的转移，凡是从工作岗位上被辞退而使就业人数减少的人群都在计算行业需求差异化指标时被纳入计算范围，反映了需求转移的程度，但是他们中的一部分人并没有继续寻找工作，而是从劳动大军中退出了，这部分人虽然反映了需求转移的程度却不会影响流入失业的人数的数量，因此不会对失业率的波动产生影响。他们是导致本文产生上述结论的一个可能原因。

这个推测有一项数据做佐证，证明香港确实有这样的人群。在 wing suen 的书中<sup>19</sup>有一个香港统计处的调查结果。“在 1995 年第三季度，如果有合适的工作，会有 161000 名经济不活跃人士愿意从事工作，而其中 111,000 名为家庭主妇，相当于全港家庭主妇的 16.2%。”这些经济不活跃人士，在经济好转时会进入社会工作，经济衰退时将离开工作岗位但不会继续找工作。他们会影响对行业间劳动需求转移的估计，但是不影响失业率的统计。这个人群从另一方面也验证了本文所检验到的经济周期效应。

---

<sup>19</sup>孙永泉，陈明智，《急变中的劳动市场》，商务印书馆，1997 年，第 4 章，pp.101

第二、香港的某些不同的工作虽然处在不同的行业,但是所需要的劳动力技能相似,或者说香港劳动力在向另外一个行业转移时,倾向于选择那些仅依靠自身已经具备的技能就能胜任的新工作。这能够使得影响失业水平的失业人群流出的速度加快。如果劳动力有很强的企业或行业附属性,例如拥有只能为某一个企业或某一个行业服务的技能,或者在原来行业的工资因为他的独特性而比其它劳动力高,这都会使得劳动力不愿意去其它行业寻找机会。与此同时,本行业对劳动力的需求却在减少。这样的话,劳工重配过程就会比较缓慢,恶化整体失业情况。

第三、香港的劳动力再就业培训体系完善,能够在短时间内使劳动力掌握相关技能,被释放的劳动力和工作能够即刻匹配从而不会引起就业摩擦。如果劳动力的重新配置过程是有效即时发生的,那么单纯的行业间劳动力需求转移并不会对失业率产生影响。香港也存在各种各样的劳动力协助计划,例如“工作试验计划”旨在透过为期一个月的工作试验,协助在寻找工作方面有困难的求职人士(例如希望转换行业的求职人士),以提升其就业能力。“中年就业计划”旨在透过针对性的就业服务及在职培训,协助中年求职人士找寻一份稳定的工作,另外劳工处积极为本地求职人士提供就业选配和转介服务,确保他们优先就业<sup>20</sup>。

第四、对于香港劳动力来说,失业的机会成本在经济衰退时比在经济繁荣时更低,这从另一方面也反映香港的失业保障是比较充分的。在经济衰退时,香港的劳动力趋向于延长失业的时间,以等待有利的入职时机。

从本文经济周期效应的结论来说,要解决香港的就业问题,自然需要消除这个效应,也就是要加快失业大军流出的速度,如 Davis 所说,这个效应与劳动力对未来的预期有关,与失业人群认为的失业机会成本有关,因此,香港政府在经济低迷的时候应该考虑使用适当的财政及货币政策刺激经济需求,改善劳动力对未来经济情况的预期,同时,在衰退的时候是否延长领取失业保险金要求的失业时间也是值得考虑的。

#### 参考文献

- [1] 德里克·博斯沃思,彼得·道金斯,索尔斯坦·斯特龙巴克 著,《劳动市场经济学》,中国经济出版社,2003
- [2] 孙永泉,陈明智,《急变中的劳动市场》,商务印书馆,1997年
- [3] Katharine G. Abraham & Lawrence F. Katz, “Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.3, Part 1. (Jun., 1986), pp. 507-522
- [4] Robert J. Barro, “Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States”, *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 2. (Mar., 1977), pp. 101-115
- [5] David M. Lilien, “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment”, *The Journal of Political Economy*, Vol.90, No.4. (Aug. 1982), pp. 777-793
- [6] Petra Gerlach-Kristen, “Estimating the Natural Rate of Unemployment in Hong Kong”, working paper, HIEBS [http://www.hiebs.hku.hk/working\\_paper\\_updates/pdf/wp1085b.pdf](http://www.hiebs.hku.hk/working_paper_updates/pdf/wp1085b.pdf)
- [7] Groenewold & Tang, “The Asian Financial Crisis and the Natural Rate of Unemployment: Estimates From a Structural VAR for the newly Industrializing Economies of Asia”, *Pacific Economic Review* 9(1), 45-64

<sup>20</sup> <http://www.labour.gov.hk/news/content.htm>

- [8] Wing Suen, "sectoral shifts: impact on Hong Kong Workers", *Journal of International Trade and Economic Development*, Vol. 4 (July 1995b), pp. 135-152
- [9] Katharine G. Abraham & Lawrence F. Katz, "Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances? ", *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.3, Part 1. (Jun., 1986), pp. 507-522
- [10] Davis, Steven J., "Fluctuations in the Pace of Labor Reallocation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 27 (1987), 335-402
- [11] Terence C. Mills et al. , "Unemployment Fluctuations in the United States: Further Tests of the Sectoral-Shifts Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, No.2 (May, 1995), pp. 294-304
- [12] Steven J. Davis & John Haltiwanger, "On the Driving Forces Behind Cyclical Movements in Employment and Job Reallocation", *The American Economic Review*, Vol.89, No.5 (Dec, 1999), pp. 1234-1258
- [13] John C. Haltiwanger & Scott Schuh, " Gross Job Flows Between Plants and Industries", *New England Economic Review*, March/April 1999
- [14] Lucas, Robert E., Jr., and Prescott, Edward C. "Equilibrium Search and Unemployment" , *Journal of Economic Theory* 7 (Feb 1974), pp 188-209
- [15] William H. Greene, "Econometric Analysis", fourth edition, 内部资料。
- [16] 《香港统计月刊》各期
- [17] 香港统计处网站 [www.censtatd.gov.hk](http://www.censtatd.gov.hk)
- [18] 香港劳工处网站 <http://www.labour.gov.hk/news/content.htm>

## Sectoral Shift of Labor Demand and Unemployment --An Empirical Analysis of Hong Kong

ZHANG Qing

(Center for Studies of Hong Kong, Macao and Pearl River Delta Zhongshan University  
Guangdong, Guangzhou 510275 )

**Abstract:** This paper examines the application of sectoral shift hypothesis to the unemployment of Hong Kong from 1990 to 2005. It derives two measures of dispersion of labor demand among sectors based on Hong Kong Standard Industrial Classification. It aims to examine the relationship between the magnitude of sectoral shift of labor demand and the fluctuation of unemployment rate using the Mills equation, as well as the stage-of-business-cycle effect. This paper finds there exists neither long nor short relationship between the magnitude of sectoral shift of labor demand and the fluctuation of unemployment rate. However, the stage-of-business-cycle effect can be observed and is a factor influencing the fluctuation of natural rate of unemployment, therefore the aggregate unemployment rate.

**Key words:** sectoral shift analysis; natural rate of unemployment; unemployment rate; stage-of-business-cycle effect.

