

调查失业率与奥肯定律再检验^{*}

——兼谈自然失业率与青年失业问题

陈恺¹ 申广军² 谭韦珊³

摘 要 以往研究发现奥肯定律在中国失效,其重要原因可能是失业率的统计质量。本文使用国家统计局近年来开始发布的城镇调查失业率数据重新验证奥肯定律在中国的有效性。研究表明,采用调查失业率后,奥肯定律在我国成立,且这一结论对不同的替代指标和模型设定均稳健。以奥肯定律为理论基础,本文使用状态空间模型和 Kalman 滤波方法估计得到我国 2017 年 1 月至 2023 年 5 月的动态自然失业率。对青年劳动力群体的分析显示,2020 年后青年调查失业率不断攀升的根源在于自然失业率居高不下。本文研究结论有助于理解我国劳动力市场的结构性特征,更好地实现“稳就业”的政策目标。

关键词 调查失业率;奥肯定律;动态自然失业率;青年失业

0 引言

就业是民生之基,是财富之源,关乎经济发展和社会稳定,是党和政府一直高度关注的重大问题。在 2022 年的《政府工作报告》中,时任总理李克强指出要强化就业优先政策导向,并需要把稳就业作为经济运行在合理区间的关键指标。近年来,影响宏观经济稳定的因素变得更加复杂与多元,如中美贸易战、石油价格波动、新冠疫情暴发以及俄乌冲突。失业率是衡量经济运行状况、劳动力市场状况以及实施相关政策工具的重要依据,对这一指标的正确解读可以更好地帮助政策制定者作出正确决策,促进经济平稳运行。

关于经济增长与失业的关系,学界存在着不同看法。美国经济学家奥肯观测到经济增长率与失业率的变动方向存在着稳定的负相关关系(Okun, 1962),这种关系在美国长期存在,被称为奥肯定律。我国学者使用中国的 GDP 增长率与官方的登记失业率数据对该关系进行检验,却得出了奥肯定律在中国失效的结论(蔡昉, 2007; 方福前和孙永君, 2010; 卢锋等, 2015)。那么失业率能否反映中国经济的周期性变化呢?

我国学者对奥肯定律在中国失效做出了相应的解析。部分学者指出,“中国化”程度

^{*} 本研究受国家自然科学基金重点项目“要素市场化配置的效应评估与政策优化研究”(项目编号:24AZD063)的资助。作者感谢中国社会科学院人口与劳动经济研究所助理研究员张翕博士的帮助。

1 陈恺,中山大学岭南学院本科生, E-mail: chen227@mail2.sysu.edu.cn。

2 申广军(通信作者),中山大学岭南学院教授, E-mail: hnshgj@126.com。

3 谭韦珊,北京大学国家发展研究院博士研究生, E-mail: tanwsh3@stu.pku.edu.cn。

不足的简单奥肯定律必然不能客观体现经济增长和失业之间的关系。例如,奥肯定律与菲利普斯曲线都是在成熟的一元经济体中总结出来的,而中国是一个典型的二元经济体(黎德福,2005);还有研究认为奥肯定律在我国的第一、第二产业成立,但在第三产业中不成立(邹薇、胡翮,2003)。有部分学者指出,我国不如人意的数据质量是导致奥肯定律在中国失效的重要原因。长期以来,国家统计局公布的是登记失业率,而非调查失业率,而登记失业率难以正确反映劳动力市场的即时变化,数据质量存疑。尽管部分研究采用其他测算方法以测算我国实际的失业率(蔡昉等,2004;曾湘泉和于泳,2006),但还是难以完全克服数据质量给研究带来的干扰。由于我国失业率统计指标存在缺陷,我国的劳动经济学研究也受到制约。

2018年4月,国家统计局正式将调查失业率纳入主要统计信息发布计划中。和登记失业率不同,调查失业率对失业的判断采取了国际劳工组织推荐的统计标准,更加贴近经济学对失业的定义,能更加全面、准确、及时地反映我国宏观经济运行状况和劳动力市场资源配置状况,为宏观管理与科学决策提供了重要支持。因此,公开的调查失业率极大消除了登记失业率对劳动研究的干扰,为我们重新检验奥肯定律在中国的有效性创造了契机。

本文首先获取了2017—2023年的全国城镇调查失业率数据、2016—2021年的全国城镇登记失业率数据以及GDP增长的环比季度数据,运用最小二乘回归分别对奥肯定律在中国是否成立进行验证。结果显示,和以往文献的结果类似,登记失业率无法证明奥肯定律在中国成立;而当采用更为准确客观的调查失业率进行检验时,发现奥肯定律在中国经济中是成立的。在稳健性检验中,本文分别采用GDP增长的同比季度数据、服务业生产指数以及工业增加值增长速度对GDP增长的环比季度数据作自变量的替代,用我国31个大城市城镇调查失业率作因变量的替代,采用广义奥肯定律的形式验证,结果依然稳健。这说明了我国的登记失业率不能即时反映我国经济运行状况,采用调查失业率的统计方法能够更及时有效地反映我国经济运行状况以及劳动力市场状况,为政策制定者提供更有效的支持。更进一步,本文分别对全国16~24岁人口城镇调查失业率以及全国25~59岁人口城镇调查失业率用奥肯定律进行异质性分析,结果显示,两个年龄段的劳动力均符合奥肯定律,但相较于25~59岁的劳动力,16~24岁的劳动力随经济周期波动的变化更大,这说明16~24岁青年人口就业更具脆弱性。基于奥肯定律的理论基础,借助Kalman滤波方法,本文估计了我国2017年1月至2023年5月的动态自然失业率,为政策制定者提供了更加有效的决策参考;同时,我们发现青年自然失业率从2020年开始持续攀升。

本文主要有两点边际贡献。第一,本文破解了奥肯定律在中国失效之谜。现有文献从多个角度解释了奥肯定律在中国不成立的原因,本文在同样分析框架、同个样本时期内对比登记失业率和调查失业率,发现采用调查失业率时奥肯定律成立,说明登记失业率对劳动力市场真实状况的偏离是奥肯定律失效之谜的关键所在。同时,上述对比分析也表明调查失业率比登记失业率更适合作为政策制定的依据。第二,本文借助状态空间模型和Kalman滤波方法,首次基于奥肯定律估计了我国的动态自然失业率,为估计动态自然失业率提供了新的思路。基于动态自然失业率的分析表明,青年失业对经济周期变动更加敏感,且青年自然失业率不断攀升,为经济政策制定者决策过程中更加关注青年就业提

供了理论依据。

本文后续内容安排如下:第1节讨论登记失业率和调查失业率的主要差异;第2节介绍本文实证研究所用的数据;第3节使用调查失业率来重新检验奥肯定律在我国的适用性;第4节使用状态空间方法估计我国自然失业率的变化,并特别关注青年劳动力群体的自然失业率及其变动原因;第5节总结全文。

1 失业指标的讨论

奥肯定律总结了经济增长与失业率之间的关系(Okun,1962),认为经济的增长会伴随着失业率的下降,这一规律在众多发达国家得以证实(Lee,2000;Zanin,2014;Porras-Arena and Martín-Román,2023)。但是,众多研究显示奥肯定律在中国并不成立,当前学术界对此现象的解释主要有三个方面。

第一,与美国等发达国家相比,中国的经济结构不符合奥肯定律成立的前提。部分研究将中国的二元结构、隐性失业以及失业和经济增长潜在的非线性结构考虑在内,对奥肯定律模型进行了相应的调整,发现修正后的奥肯定律在中国成立(周长才,2001;陈宇峰等,2011;邹沛江,2013;卢锋等,2015)。

第二,我国独有的制度改革和政府干预使得奥肯定律在特定的发展阶段失效。我国发展资本密集而非劳动密集型产业的政策选择、低利率水平下资本价格被人为压低、政府重点发展重工业及这一战略对中小企业构成的融资约束,以及2000年前后国有企业改革造成的大量隐性失业是奥肯定律在中国出现偏离的重要原因(邹沛江,2013)。

第三,国家统计局提供的登记失业率并不能准确反映我国的就业情况,这也会影响中国经济体内奥肯定律的检验结果(Giles et al.,2005;方福前、孙永君,2010;邹沛江,2013)。

本文采用国家统计局发布的2017年以来的城镇调查失业率而非登记失业率或者其他方法估算的失业率指标进行后续分析。在此之前,有必要讨论城镇调查失业率与其他衡量失业率指标的区别,以及城镇调查失业率在反映中国经济增长情况方面的优势。根据国家统计局的表述,调查失业率是按照抽样调查的方法估算的失业人口占就业人口和失业人口之和的百分比;而登记失业率是指城市登记失业人数与城镇单位就业人数、城镇单位中不在岗职工、城镇私营业主、个体户主、城镇私营企业和个体就业人数总和之比。两个指标在定义、统计范围和统计目的方面具有显著差别。

在定义方面,调查失业人员是指具有劳动能力和意愿,并且尚未找到工作的个体,而在此基础上,登记失业人员还仅限于拥有非农户口且在当地劳动保障部门进行登记的个体。可见,相比而言,调查失业人员更加符合经济学对失业的定义,而登记失业人员的限定范围过窄,没有包括同一时期持有农业户口的外来务工人员的失业情况,由此获得的登记失业率会低估地区的失业比例。

在统计范围方面,调查失业率统计范围是城镇常住人口,并且通过抽样调查估算地区的失业率,而登记失业率的统计范围是全市,通过行政记录获取行政区域内待业劳动力数量。从这一角度看,登记失业率更加符合计划经济时期统一分配工作岗位的信息需要,而

难以反映市场经济中劳动力市场的供求关系。

从统计目的来看,个人为了享受失业或就业相关福利而主动参与失业登记,因此,登记失业率更多用于了解社会保障相关信息,并为城镇失业者提供相应的帮助;而调查失业率的调查目的更多是反映劳动力市场的供求情况。因此,调查失业率更贴近经济发展的情况,也更加适合用于检验奥肯定律在中国经济中的有效性。

面对登记失业率暴露的种种不足,部分研究在重新估算社会失业率的问题上做出了一些有益的尝试。周长才(2001)测算了农村和城市的隐形失业率,对总体失业率进行了修正,但是由此估算的失业率出现了偏高的情况(方福前和孙永君,2010)。更多文献采用了蔡昉(2004)的做法,即假定农村失业率为零,将城乡加总经济人口数减去农村就业人口数量和城镇就业人口数量,得到城镇失业人口数量,由此可以估算出地区城镇失业率。但是,农村失业率为零的假定未免过于绝对,当较多的农民在有限的土地上生产,就会产生隐性失业的问题。当农村剩余劳动力较多,农村失业问题较为严重时,忽略这一因素将会导致失业率的估计结果产生明显偏差。在此背景下,城镇调查失业率很好地克服了失业率估算过程中不可避免的局限,利用城镇调查失业率展开分析可以在很大程度上打消对数据质量的疑虑,增强本文后续有关奥肯定律有效性检验结果的可信度^①。

2 数据和描述性统计

2.1 数据介绍

2.1.1 失业率指标

我们在国家统计局收集了2018年1月至2023年5月的全国城镇调查失业率月度数据,并在CEIC数据库上收集了2017年1月至2017年12月的全国城镇调查失业率月度数据。考虑到国家统计局仅提供了GDP的季度增长数据和年度增长数据,故本文需要将调查失业率月度数据与GDP增长的季度数据进行匹配,于是本文对相同年份同一季度的全国城镇调查失业率月度数据取平均值,生成全国城镇调查失业率季度数据。相应地,本文在CEIC数据库上收集了2016—2021年全国城镇登记失业率的季度数据。除此之外,国家统计局还公布了我国2018年1月至2023年5月的31个大城市城镇调查失业率月度数据。31个大城市是中国城镇就业的主体,我们将其作为稳健性检验中的调查失业率指标。

更进一步,为探索不同年龄段的失业率是否符合奥肯定律,本文在国家统计局中收集了2018年1月至2023年5月的全国16~24岁人口城镇调查失业率月度数据与全国25~59岁人口城镇调查失业率月度数据,对同年同一季度的数据取平均生成季度数据,分别验证奥肯定律的有效性。

2.1.2 经济增长指标

GDP是经济规模的主要衡量指标,本文将2017年第一季度至2023年第一季度的

^① 不可否认的是,调查失业率数据也存在一定的局限性。例如,抽样调查结果中来自流动人口的影响明显被低估;又例如,这一指标没有考虑失业时间长短造成的不平等問題,也没有考虑就业者的工作时长,忽视了就业不足的问题(葛玉好和曾湘泉,2010)。

GDP 季度环比增长率以及 GDP 季度同比增长率作为经济增长的代理变量。由于在验证奥肯定律的过程中需要对失业率数据进行一阶差分,采用 GDP 季度同比增长率将会损失 4 个观测值,采用 GDP 季度环比增长率则仅会损失 1 个观测值,所以本文主要将 GDP 季度环比增长率作为经济增长的指标来验证奥肯定律,将 GDP 季度同比增长率用于后续的稳健性检验。

由于 GDP 增长季度数据的观测值较少,本文还收集并计算了 2017 年 1 月至 2023 年 5 月的月度服务业和工业增加值增长速度^①,分产业对奥肯定律在我国是否成立进行验证。表 1 整理报告了数据的基本信息。

表 1 数据的基本信息

变量名称	样本时期	数据频率	数据来源
全国城镇登记失业率	2016—2021	季度数据	CEIC 数据库
全国城镇调查失业率	2017M1—2023M5	月度数据	国家统计局及 CEIC 数据库
全国城镇调查失业率	2017Q1—2023Q1	季度数据	依国家统计局及 CEIC 数据计算而得
31 个大城市城镇调查失业率	2018M1—2023M5	月度数据	国家统计局
16~24 岁人口城镇调查失业率	2018M1—2023M5	月度数据	国家统计局
16~24 岁人口城镇调查失业率	2018Q1—2023Q1	季度数据	依国家统计局计算而得
25~59 岁人口城镇调查失业率	2018M1—202M. 5	月度数据	国家统计局
25~59 岁人口城镇调查失业率	2018Q1—2023Q1	季度数据	依国家统计局计算而得
GDP 环比增长率	2017Q1—2023Q1	季度数据	国家统计局
GDP 同比增长率	2017Q1—2023Q1	季度数据	国家统计局
工业增长率	2017M1—2023M5	月度数据	国家统计局
服务业增长速度	2017M1—2023M5	月度数据	依国家统计局计算而得

2.2 描述性统计

表 2 汇报了数据的描述性统计。在均值方面,登记失业率明显低于调查失业率,结合第 1 节的论述可知,登记失业率对失业的统计范围较窄,不能客观地反映劳动力市场的供求情况,会严重低估我国劳动力市场的失业情况。在波动方面,登记失业率较调查失业率更小,说明这一指标也会低估劳动市场供求状况的变动幅度。同时,我们发现大城市调查失业率的均值和标准差均高于全国平均水平。

表 2 描述性统计

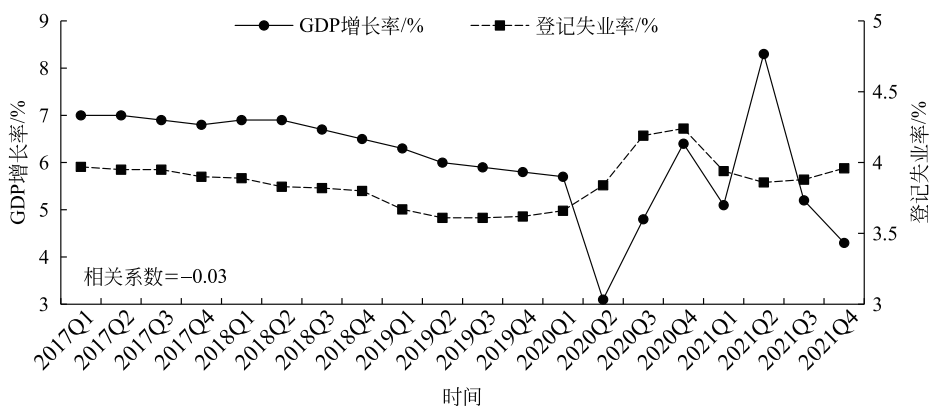
	序列数	均值	标准差	最小值	最大值
失业率指标/%					
全国城镇登记失业率(季度)	24	3.89	0.17	3.61	4.24
全国城镇调查失业率(季度)	25	5.25	0.31	4.83	5.87
全国城镇调查失业率(月度)	77	5.25	0.32	4.8	6.2
31 个大城市城镇调查失业率(季度)	21	5.34	0.47	4.7	6.47

^① 国家统计局提供的原始数据包括服务业的生产指数和工业增加值增长速度,我们将服务业生产指数减去 100 作为服务业增加值的增长速度。

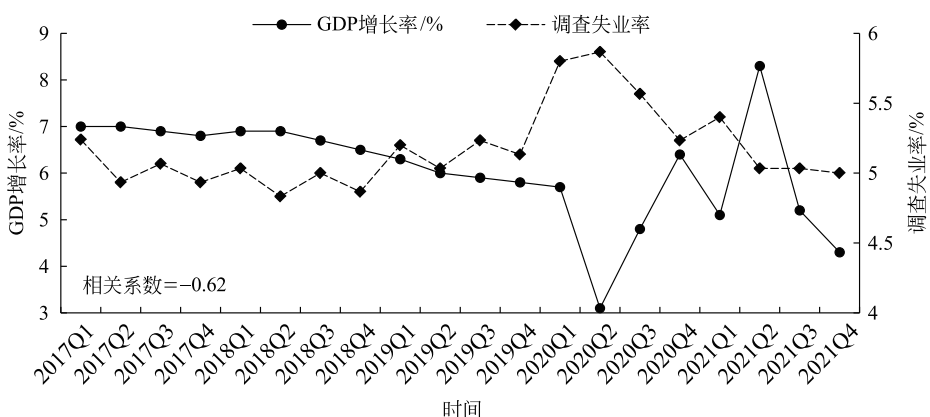
续表

	序列数	均值	标准差	最小值	最大值
失业率指标/%					
16~24 岁人口城镇调查失业率(季度)	21	13.96	2.77	9.9	18.83
25~59 岁人口城镇调查失业率(季度)	21	4.66	0.30	4.23	5.37
经济增长指标/%					
GDP 环比增长率(季度)	25	1.41	3.38	-10.30	11.8
GDP 同比增长率(季度)	25	5.56	4.07	-6.9	18.7
工业增加值增长率(月度)	63	5.47	2.39	-2.9	14.1
服务业增长率(月度) ^①	66	5.99	5.20	-9.1	25.3

图 1 对比了调查失业率、登记失业率和经济增速的变动情况。由图 1(a)可知,在 2020 年及以前的大部分时期,登记失业率与 GDP 增长率呈现相同的变动趋势;直到 2021 年后个



(a) GDP 增长率与登记失业率



(b) GDP 增长率与调查失业率

图 1 GDP 增长率与失业率的时间趋势:2017Q1—2021Q4

注:国家统计局从 2017 年 1 月开始报告调查失业率,从 2022 年开始不再报告登记失业率,图 1 选择同时存在调查失业率和登记失业率的时期进行绘图。调查失业率是月度数据,图 1 使用其简单平均值作为季度调查失业率。2020 年第一季度和 2021 年第一季度的 GDP 增长率由于新冠疫情出现剧烈波动,图 1 使用前两年第一季度的增长率进行线性插值

^① 为避免春节造成统计值异常的情况,国家统计局并未公布 1 月与 2 月关于工业与服务的增长数据。对每年 1 月我们用前一季度数据的平均值进行插值;对每年 2 月我们用当年 3—5 月数据的平均值进行插值。

别季度,登记失业率和GDP增长率才呈现出微弱的反向变动关系。样本期间,登记失业率和GDP增长率的相关系数仅为-0.03,直观来看,使用登记失业率无法证实奥肯定律在我国的有效性。相比之下,图1(b)展示的城镇调查失业率在多数时期与GDP增长趋势相反,两者的相关系数(-0.62)也远强于登记失业率与GDP增长率的相关系数。结合第1节有关登记失业率与调查失业率的对比,可知调查失业率在反映劳动供求关系方面更具优势。通过描述性统计的结果可以推测,采用调查失业率这一更为科学的指标是完成奥肯定律有效性检验的关键。

3 检验奥肯定律在中国的适用性

3.1 基准回归

奥肯定律有两种基本形式,一种认为只要失业率偏离了自然失业率,经济就会出现产出缺口,其形式如下

$$u - u^* = -\alpha \left(\frac{Y_P - Y}{Y_P} \right) \quad (1)$$

其中, u 为失业率, u^* 为自然失业率, Y 为实际产出额, Y_P 为潜在产出额, α 为系数。

另一种形式的奥肯定律则认为,当实际产出额在一段时间内持续高于产出的趋势增长率时,失业率将会下降,其形式如下

$$\Delta u_t = -\alpha g_t + \beta \quad (2)$$

其中, Δu_t 为第 t 期失业率的变化,即 $\Delta u_t = u_t - u_{t-1}$; g_t 为第 t 期的产出增长率; α 为系数。

由于测算潜在产出额 Y_P 需要用到较为复杂的估算方法,且均存在估计上的缺陷,文献一般采用形式(2)的奥肯定律表达式,以更有效地避免估计潜在产出额时的测量误差问题,从而更准确地验证奥肯定律。

本文基准回归采用普通最小二乘法(OLS)估计形式(2)的奥肯定律,即用失业率变化(Δu)对GDP增长率(g)进行回归。表3报告了回归结果,其中第(1)列采用登记失业率作为失业指标,第(2)列采用调查失业率作为失业指标。结果显示,将登记失业率作为失业指标时,GDP增长率回归系数在统计上不显著;采用调查失业率衡量失业状况时,GDP增长率的回归系数在5%的水平上显著为负。比较表3两列回归结果,可见失业率指标的选择是奥肯定律能否成立的关键,当采用城镇调查失业率时,可以证明奥肯定律在中国经济的有效性,换言之,调查失业率比登记失业率能够更好地反映宏观经济变动形势。同时也应看到,我国调查失业率与GDP增长变动的敏感性较弱。在美国等发达国家,GDP增长率变动1个百分点会对应0.3~0.5个百分点的失业率变化(Okun, 1962; Prachowny, 1993),而表3第(2)列显示我国失业率仅有0.04个百分点变化。这一方面反映了说明我国的就业弹性较低,即经济增长没有带来相应的就业增长(蔡昉等, 2004; 刘伟等, 2015),另一方面也说明经济结构、就业政策等影响奥肯定律适用性的因素仍在发挥作用(蔡昉, 2007; 邹沛江, 2013; 卢锋等, 2015)。

表 3 基准回归

	(1)	(2)
	登记失业率	调查失业率
GDP 增长率	0.0089 (0.0072)	-0.0403 ** (0.0152)
截距项	-0.0171 (0.0262)	0.0656 (0.0554)
样本量	23	24
R ²	0.0677	0.2428

注：在对失业率进行差分时，同比数据会比环比数据损失更多的观测值，因此基准回归使用失业率的环比变化，对应地，GDP 增长率也是使用环比指标。括号内为标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

3.2 稳健性检验

3.2.1 采用 GDP 同比季度增长数据进行自变量的替换

GDP 同比季度增长率衡量的是当前季度相较于上一年同一季度的增长率，因此，在对失业率进行差分时也相应地需要用当前季度的失业率数据减去上一年同一季度的失业率数据，会损失 4 个观测值。我们使用同比的 GDP 增长率和失业率指标进行稳健性检验，结果报告在表 4，其中第(1)列使用登记失业率作为失业指标，第(2)列采用调查失业率作为失业指标。结果显示，在使用 GDP 同比季度增长数据的情况下，登记失业率依旧无法证明奥肯定律的有效性；而采用全国城镇调查失业率时，GDP 增长率系数依旧显著为负，奥肯定律得以证明，即 GDP 增长率每提高 1 个百分点，当前季度的失业率相较于上一季度的失业率的变化将降低 0.06 个百分点。

表 4 稳健性检验 1

	(1)	(2)
	登记失业率	调查失业率
GDP 同比增长率	0.0078 (0.0141)	-0.0585 *** (0.0173)
截距项	-0.0730 (0.1044)	0.4099 *** (0.1181)
样本量	20	21
R ²	0.0166	0.3754

注：括号内为标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

3.2.2 采用工业增加值增长速度和服务业增长速度进行自变量的替换

2017 年 1 月至 2023 年 5 月共有 77 个全国城镇调查失业率月度数据的观测值，在前面的验证中，为使失业率数据匹配季度 GDP 增长数据，我们通过取平均计算出各季度的调查失业率，这会带来部分就业信息的损失，同时出现观测值过少的问题。为了克服这些问题，本节利用工业增加值增长速度与服务业生产指数的月度数据来检验奥肯定律的有效性和结论的稳健性。同时，基于行业层面数据的测算还允许了解奥肯定律在不同行业之间的异质性。

表5的第(1)列报告了用工业增长率对全国城镇调查失业率的变化回归的结果,第(2)列中报告了用服务业增长率对全国城镇调查失业率的变化回归的结果。结果显示,工业增长率和服务业增长率的回归系数均在1%的水平下显著为负,说明奥肯定律在工业和服务业中均成立;同时,相比之下,工业增长率的系数更大,说明工业行业内,就业情况对行业增长变动的灵敏度更高。

表5 稳健性检验2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全国城镇调查失业率		31个大城市城镇调查失业率	
工业增长率	-0.1011*** (0.0226)		-0.1176*** (0.0329)	
服务业增长率		-0.0677*** (0.0073)		-0.0799*** (0.0112)
截距项	0.6112*** (0.1319)	0.4500*** (0.0572)	0.8347*** (0.1900)	0.6378*** (0.0887)
样本量	53	55	43	44
R^2	0.2820	0.6195	0.2382	0.5465

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.2.3 采用31个大城市城镇调查失业率进行因变量的替换

国家统计局于2018年4月开始公布我国的城镇调查失业率,同时也公布了31个大城市的城镇调查失业率,该序列始于2018年1月,到目前共有65个观测值。31个大城市是我国城镇就业的主体,与我国城镇调查失业率有高度的相关性,工业与服务业为31个大城市的主要产业。

基于此,本文采用31个大城市的城镇调查失业率作为失业率变量,分别用工业增加值增长速度与服务业增长速度对失业率变化进行回归,进一步验证奥肯定律。表5第(3)、(4)列分别报告了工业与服务业增长指标对31个大城市城镇调查失业率变化的回归结果,两个增长指标的系数在1%的水平上显著为负,进一步验证了本文基本结论的稳健性。且相较于全国城镇调查失业率,在31个大城市中,失业率的变化的波动随着工业与服务业的增长波动更加剧烈。这说明,在经济周期波动过程中,政府进行逆周期调控需要更加关注大城市的劳动力市场情况,实现“精准调控”。

3.2.4 考虑劳动力转移速度的影响

卢锋等(2015)提出了适用于分析中国经济转型阶段的奥肯定律表达式,加入了农业劳动力转移变量,被称为广义奥肯定律,如式(3)所示:

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 m_t + \beta_2 \Delta u_t + \epsilon_t \quad (3)$$

其中, m_t 表示第 t 期的农业劳动力转移速度^①, ϵ_t 为随机扰动项。加入劳动力转移速度的广义奥肯定律的估计结果如表6所示。

① 由于估算农业劳动力转移速度的部分数据只能精确到年度数据,作者在估算过程中假定这些变量在该年份的每一季度都以固定速率改变,感兴趣的读者可以向作者索要估算过程。

表 6 稳健性检验 3

	(1)	(2)
	GDP 季度环比增长率	Δu_t
Δu_t	-4.1553 *** (1.4647)	
m_t	1.2074 *** (0.2055)	0.0584 (0.0404)
GDP 季度环比增长率		-0.0667 *** (0.0235)
截距项	1.2341 *** (0.3962)	0.0928 (0.0572)
样本量	24	24
R^2	0.7137	0.3115

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表 6 第(1)列报告了广义奥肯定律的估计结果,结果显示,在充分考虑农业劳动力转移速度的情况下,调查失业率的变化与 GDP 增长率仍呈显著的负相关关系,这说明本文的基本结论依然稳健。同时,在广义奥肯定律的估计中,我们发现农业劳动力转移速度的估计系数在 1%的水平下显著为正,说明我国劳动力转移与经济周期密切相关,卢锋等(2015)提出的广义奥肯定律采用了调查失业率数据后在我国依然适用。表 6 第(2)列报告了以调查失业率变化为因变量的估计结果,结果显示,GDP 增长率变动 1 个百分点会对应 0.06 个百分点的失业率变化。相比表 3 第(2)列的估计结果,广义奥肯定律估计的我国的就业弹性更大,但依然低于美国等发达国家。

3.3 异质性讨论

上述分析说明,就整体就业率而言,奥肯定律在我国基本成立。对于不同的就业群体,其人口统计学特征、所处经济发展阶段、就业观念等都存在差异,因此奥肯定律对于各类群体可能存在异质性。我们特别关注不同年龄段的失业率随着经济周期波动变化的差异。本节将用 16~24 岁人口城镇调查失业率与 25~59 岁人口城镇调查失业率作为失业率指标,并分别以 GDP 季度环比增长率、工业增加值增长速度以及服务业增长速度等作为经济增长指标,来分析经济增长对不同年龄阶段劳动力群体的就业影响。

表 7 第(1)、(2)列分别报告了采用 GDP 季度环比增长率对 16~24 与 25~59 岁人口城镇调查失业率变化的回归结果。结果显示,奥肯定律在 16~24 岁劳动力群体中并不成立,在 25~59 岁劳动力群体中也仅在 10%的显著性水平下成立。

表 7 异质性分析 1

	(1)	(2)
	16~24 岁人口调查失业率	25~59 岁人口调查失业率
GDP 季度环比增长率	-0.0164 (0.1079)	-0.0340 * (0.0184)

续表

	(1)	(2)
	16~24 岁人口调查失业率	25~59 岁人口调查失业率
截距项	0.3953 (0.4243)	0.0505 (0.0722)
样本量	20	20
R^2	0.0013	0.1598

注：括号内为标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

考虑到表 7 中系数的显著性可能和过多的样本损失有关,本文采用更高频度的工业增加值增长速度以及服务业增长速度的月度数据对两项不同年龄段失业率的变化进行回归。表 8 第(1)、(2)列报告了工业增长率分别对 16~24 岁人口及 25~59 岁人口的城镇调查失业率的变化回归结果;第(3)、(4)列报告了服务业增长率分别对 16~24 岁人口及 25~59 岁人口的城镇调查失业率的变化回归结果。结果显示经济增长指标的系数都在 1% 的显著性水平下显著为负,这说明在非农行业,奥肯定律在青年和中老年劳动力群体中均成立。对比表 7 中的回归系数大小可知,无论是在工业还是服务业中,相较于 25~59 岁人口城镇调查失业率,16~24 岁人口城镇调查失业率随着经济周期波动而变化得更加剧烈,这也进一步说明了青年群体的就业具有较强的脆弱性,更容易受到经济周期波动影响。

表 8 异质性分析 2

	(1)	(2)	(3)	(4)
	16~24 岁人口	25~59 岁人口	16~24 岁人口	25~59 岁人口
工业增长率	-0.3026 *** (0.0791)	-0.0844 *** (0.0288)		
服务业增长率			-0.1569 *** (0.0336)	-0.0637 *** (0.0101)
截距项	3.4135 *** (0.4574)	0.4494 *** (0.1662)	2.6222 *** (0.2655)	0.3497 *** (0.0796)
样本量	43	43	44	44
R^2	0.2629	0.1736	0.3413	0.4876

注：括号内为标准误，***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

4 动态自然失业率与青年失业

4.1 估计方法

前面的分析证实了使用调查失业率的统计方式后,奥肯定律在我国成立,即调查失业率可以更好地反映我国的劳动力市场状况以及经济周期状况。要根据调查失业率对我国的经济做出准确的调控,我们还需要进一步分析我国的自然失业率。自然失业率是经济处在均衡状态下的失业率水平,是劳动力市场运行状况与宏观经济指标相互关联的枢纽

(都阳和张翥,2022)。通过自然失业率的水平理解劳动力市场失业的构成,有助于更好地发挥就业政策的实际效果。

在传统的经济学理论中,由于经济结构在短期内不变,自然失业率在短期内应该保持稳定。基于奥肯定律,我们可以估计出2017年1月至2023年5月的静态自然失业率为5.26%。然而,短期内经济结构并非一成不变,自然失业率也会缓慢变动。如果使用静态自然失业率则不能很好地反映我国劳动力市场的真实状况,且静态自然失业率在更长的时间序列中将偏离得更加严重。因此,我们需要对动态自然失业率进行进一步的测算。

在以往测算我国自然失业率的研究中,大部分学者对于我国动态自然失业率的估计都是采用菲利普斯曲线的三角模型,并且采用Kalman滤波的方法进行估计(曾湘泉和于泳,2006;都阳和张翥,2022)。本文以奥肯定律为基础,同样使用状态空间模型和Kalman滤波方法估计我国的动态自然失业率。本文估计自然失业率的基本模型由以下两个方程构成

$$u_t = \beta_1(L) \times g_{1t} + \beta_2(L) \times g_{2t} + u_t^n + \epsilon_t \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (4)$$

$$u_t^n = u_{t-1}^n + \epsilon_t \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2) \quad (5)$$

第一个方程为量测方程(observation equation),即奥肯定律方程的变式,其中, g_{1t} 为第 t 期的工业增加值增长率, g_{2t} 为第 t 期的服务业增长速度, L 为滞后算子。第二个方程为状态方程(state equation),即刻画状态变量自然失业率可变性的方程,我们假定自然失业率 u_t^n 服从随机游走过程。

ADF检验显示式(3)中的调查失业率数据、工业与服务的增长数据均显著拒绝存在单位根的原假设,可以认为其是平稳序列。

估计我国的自然失业率,还需要增加对自然失业率方差的设定,这决定了自然失业率随机游走的轨迹。各国自然失业率的方差与各国劳动力市场运行特征有着密切的联系,实际的失业率波动越大,自然失业率的变化也应该越大。在早期的研究中,Gordon(1997)基于三角模型估计美国的季度自然失业率,将自然失业率的方差设定为0.04与0.16,而Laubach(2001)则指出将自然失业率的方差设定为0.04对于美国庞大的劳动力市场来说是合理的,但对于英国、德国与法国等其他国家是不合理的。对比中美两国的调查失业率数据,中国的调查失业率的变动明显小于美国。曾湘泉和于泳(2006)将“信号噪声比”设置为0.16,但其估计我国自然失业率的时间区间为1990—2003年,在此期间,我国经济结构发生剧烈变化,自然失业率的波动也相应更大,因此无法参考其设定的方差。都阳和张翥(2022)运用了同期的调查失业率数据对动态的自然失业率进行估计,并且对自然失业率方差的设定进行了详细的讨论,最终采用0.005、0.003与0.001作为方差并进行模型估计。本文借鉴此法,也将总体的自然失业率方差设定为0.005、0.003与0.001。

4.2 估计结果

表9报告了对自然失业率的Kalman滤波的估计结果。这部分估计的量测方程中仅加入当期变量,并未加入滞后项。其中,表9第(1)列与第(2)列为分别加入工业增加值增长率与服务业增长速度的回归结果, g_{1t} 与 g_{2t} 的系数都在1%的水平下显著为负,这与我们前面的结论一致,即说明运用奥肯定律估计动态自然失业率的方法是合理可行的。表9

的第(3)、(4)与(5)列分别报告了动态自然失业率方差设定为 0.005、0.003 与 0.001 的估计结果,结果显示仅有服务业增长速度的系数估计值显著为负,这是因为服务业的增长弹性较大,随经济周期变化的波动更加剧烈,而工业的增长弹性相对于服务业较小,且工业与服务业均随着经济周期共同变化,共线性较强,因此最终只有服务业增长率的系数显著,而工业增长率的系数不显著。

为使动态自然失业率的估计包括更多信息,并更准确地估计我国的动态自然失业率,本部分在量测方程中加入工业增加值增长率与服务业增长速度的一阶滞后项,对动态自然失业率进行估计,结果报告在表 10,其中第(1)、(2)、(3)列分别对应自然失业率方差取 0.005、0.003 与 0.001 的估计结果。在三种方差设定下, g_{1t} 与它的一阶滞后项 g_{1t-1} 均不显著, g_{2t} 与它的一阶滞后项 g_{2t-1} 均在 10% 的显著性水平下显著为负。

表 9 动态自然失业率的估计结果

	(1) Var=0.001	(2) Var=0.001	(3) Var=0.005	(4) Var=0.003	(5) Var=0.001
g_{1t}	-0.0522*** (0.0123)		0.0018 (0.0185)	0.0061 (0.0194)	0.0144 (0.0205)
g_{2t}		-0.0289*** (0.0049)	-0.0249*** (0.0086)	-0.0283*** (0.0087)	-0.0340*** (0.0088)
样本量	76	76	76	76	76

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

表 10 加入一阶滞后项的动态自然失业率的估计结果

	(1) Var=0.005	(2) Var=0.003	(3) Var=0.001
g_{1t}	-0.0005 (0.0177)	0.0004 (0.0184)	0.0031 (0.0195)
g_{2t}	-0.0167* (0.0092)	-0.0169* (0.0095)	-0.0170* (0.0101)
g_{1t-1}	0.0247 (0.0179)	0.0269 (0.0187)	0.0315 (0.0202)
g_{2t-1}	-0.0222** (0.0089)	-0.0245*** (0.0093)	-0.0294*** (0.0102)
样本量	75	75	75

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

图 2 展示了基于 Kalman 滤波所估计的动态自然失业率随时间的变化情况,由图可知,方差设定越小,动态自然失业率的曲线也越平坦;从图 2 中可以看出,将动态自然失业率的方差设定为 0.001 时最为合适,因为此时既能反映我国自然失业率的变化趋势,又能够在一定程度上保持自然失业率在短期内较为稳定。

基于加入一阶滞后项且方差取 0.001 的动态自然失业率估计结果,我们可以得到周期性失业率,其变化如图 3 所示。由图可知,新冠疫情暴发前(2017—2019 年),我国的周

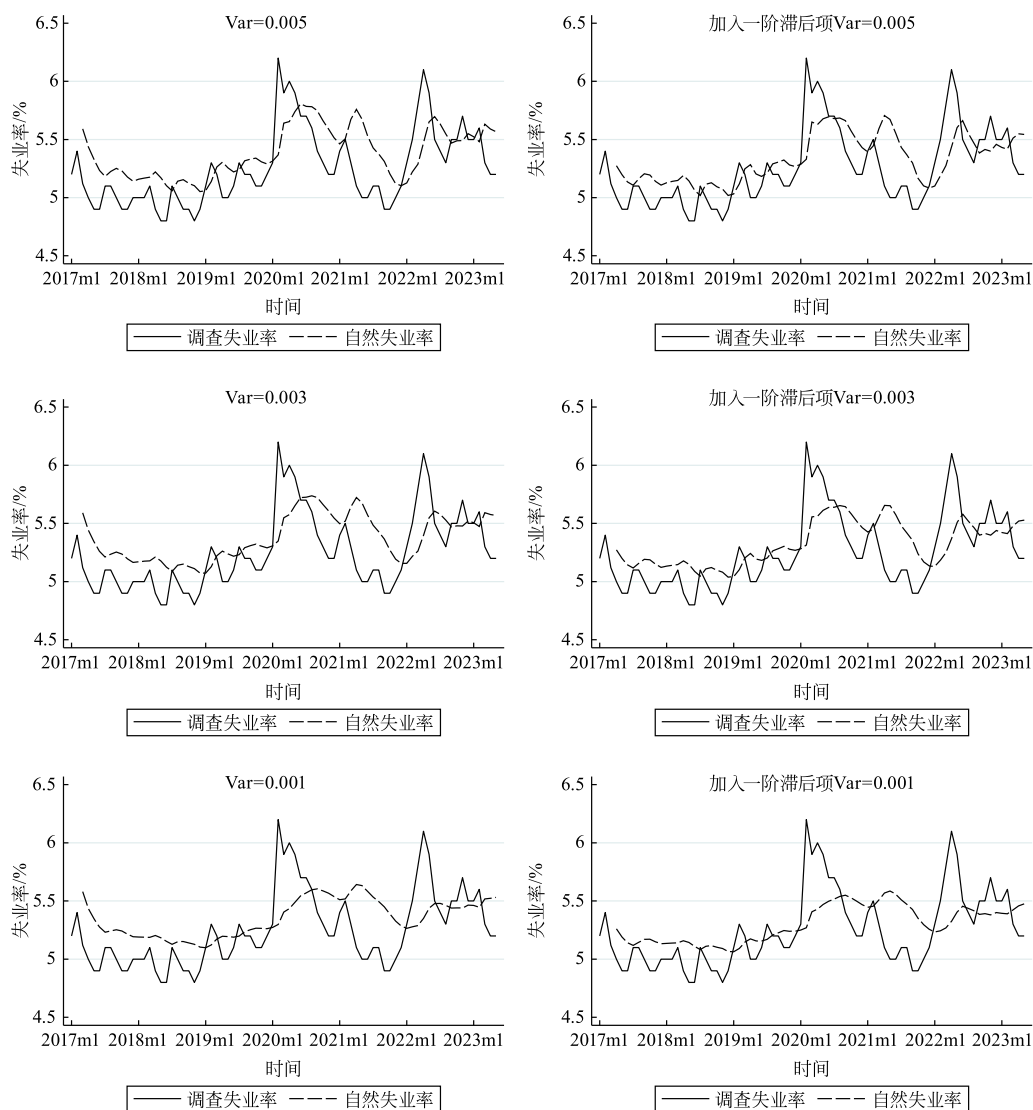


图 2 动态自然失业率与调查失业率

期性失业率波动幅度较小,经济运行较为平稳;疫情暴发初期(2020 年 1—4 月),由于大规模的封城、停工停产,周期性失业率一度接近 1%;在复工复产阶段(2020 年 5 月—2021 年 12 月),政府加大财政投入稳就业,周期性失业率下降,经济稳步复苏;在疫情反复阶段(2022 年全年),周期性失业率再次大幅度上下波动。总体而言,本文估算的周期性失业率和我国宏观事实相符,因此通过动态自然失业率推算出的我国经济的周期性失业率较为可靠,可以作为我国经济状况的分析指标。

对比通过静态自然失业率计算得到的周期性失业率,我们可以发现,我国周期性失业率波动总体小于通过静态自然失业率计算得到的周期性失业率。具体表现在 2020 年前,其低估了我国的周期性失业率;2020 年后,其高估了我国的周期性失业率。

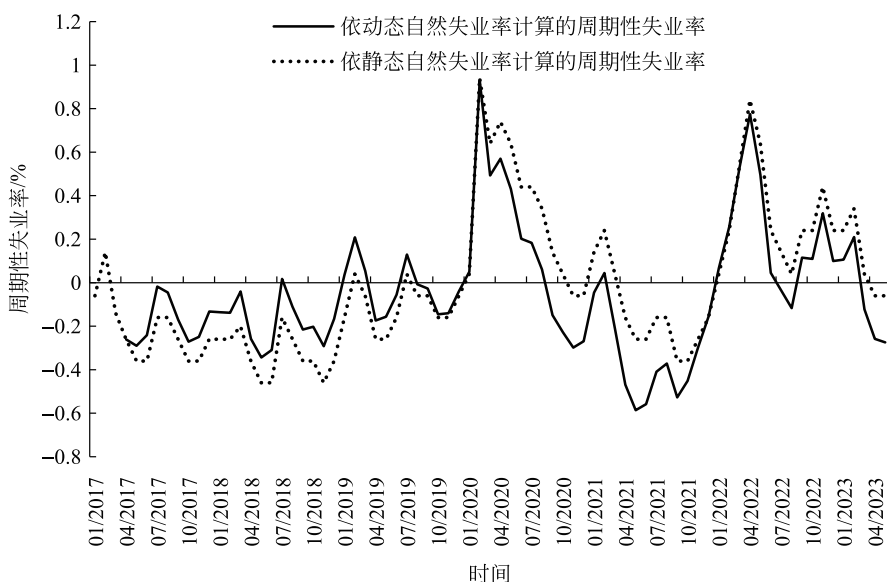


图 3 周期性失业率

4.3 关于青年失业的讨论

相比于中老年劳动力,青年就业形势更为严峻。由图 4 可知,青年失业率(16~24 岁人口城镇调查失业率)随着年份波动上升,2023 年 5 月,16~24 岁人口城镇调查失业率为全国城镇调查失业率的 4 倍,达到 20.8%;而 25~59 岁人口城镇调查失业率相对较为稳定,平均值为 4.64%;全国城镇调查失业率介乎青年和中老年劳动力调查失业率之间。青年就业关系个人成长成才,更关乎国家的未来发展,保障青年就业具有重要的现实意义。

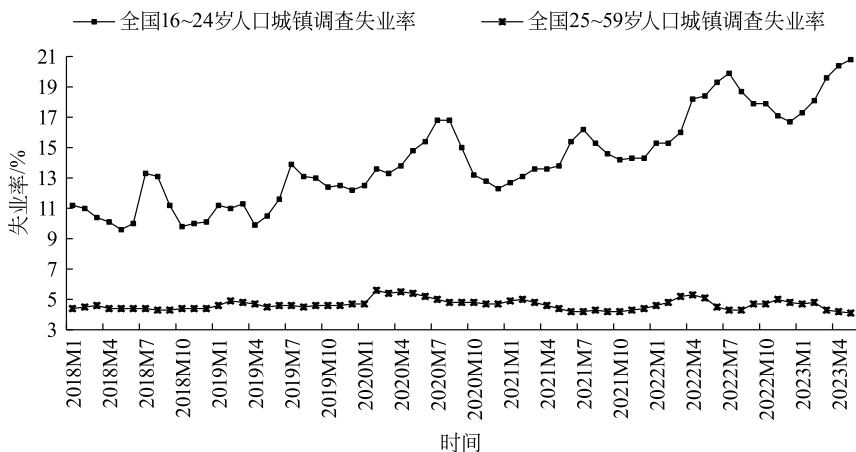


图 4 全国城镇 16~24 岁与 25~59 岁人口调查失业率

我们同样采用空间状态方程与 Kalman 滤波方法估计青年的可变自然失业率。但由于 16~24 岁青年的调查失业率的变化幅度较全国调查失业率更大,因此在设置青年可变

自然失业率的方差时需要重新选择。在本部分,我们分别设定 16~24 岁人口的自然失业率的方差取值为 0.05、0.03、0.01 与 0.005,表 11 报告了青年自然失业率的估计结果。我们发现, g_{2t} 的系数在四种方差取值下都不显著;但当方差取 0.005 时, g_{1t} 的系数在 1% 的水平下显著为负,因此此时的模型能够包含有关经济周期波动的更多信息,使估计的青年自然失业率更加准确。

图 5 展示了 16~24 岁城镇人口的动态自然失业率。2020 年以前青年的自然失业率较为平稳,均在 14% 以下。新冠疫情暴发后,青年的自然失业率持续上升,到 2023 年初,青年调查失业率突破 20%,其中自然失业率也接近 18%,达到历史高位。上述分析显示,青年失业率高是自然失业率和周期性失业因素叠加的结果。周期性失业与经济波动紧密相关,会随着经济形势好转而随之降低。但是自然失业率的变化却值得注意。我们认为可以从两个方面理解当前我国青年的自然失业率持续上升的现象。

表 11 青年自然失业率的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Var=0.05	Var=0.03	Var=0.01	Var=0.005
g_{1t}	-0.1997 (0.1304)	-0.2435 * (0.1359)	-0.4099 ** (0.1678)	-0.5353 *** (0.2060)
g_{2t}	0.0349 (0.0555)	0.0379 (0.0572)	0.0615 (0.0708)	0.0803 (0.0884)
样本量	65	65	65	65

注:括号内为标准误,***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

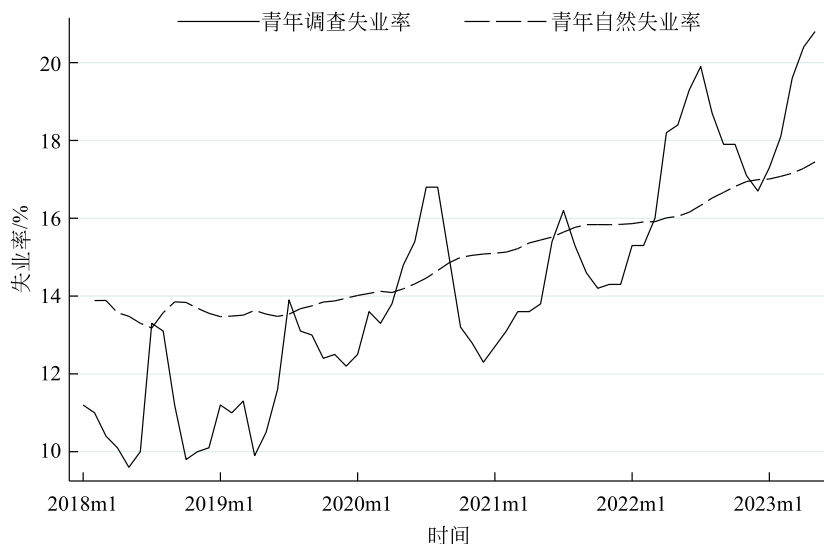


图 5 青年动态自然失业率

一方面,就需求侧而言,青年自然失业率的上升反映了我国持续优化的产业结构对劳动力提出了更高的要求,现有职业和新兴职业的就业门槛普遍提高。我国 16~24 岁劳动

力群体中相当一部分群体属于文化水平不高、工作经验欠缺的低技能劳动力。根据中国家庭追踪调查(CFPS)2020年的数据显示,52.9%的16~24岁全职工作的青年群体未接受高等教育(包括本科与高职)。随着经济结构和产业结构的转型升级,大量常规任务类职业被人工智能替代。而在此背景下,原本从事简单重复类工作的低技能青年无法胜任抽象类职业,造成了更多的摩擦性失业,进而提高了我国青年的自然失业率。反观25~59岁劳动力群体,即使其中部分教育水平较低,但这部分群体往往拥有更长的工作年限,在工作中积累了更多的人力资本,因此面对产业结构转型,25~59岁就业群体失业的比重较小。

另一方面,从供给侧来说,外部事件冲击导致青年劳动力群体就业观念转变,而这种转变进一步加深了青年就业预期与现实的偏差。新冠疫情、俄乌冲突等“黑天鹅”事件放大了世界经济形势的不确定性,加剧了青年劳动力群体的风险厌恶程度,因此在择业过程中更加倾向于选择稳定的“铁饭碗”工作,如公务员等编制岗位,进一步导致了劳动力市场的错配,加剧了青年失业。另外,部分青年受“拜金主义”“享乐主义”等思潮的影响,对薪资的预期要求过高,最终导致过分择业,也使得我国青年的自然失业率升高。

5 结论与政策建议

与登记失业率相比,城镇调查失业率在反映我国劳动力市场的供求关系中具有明显的优势。不同于现有文献对登记失业率的使用,本文采用城镇调查失业率重新验证奥肯定律在中国经济的有效性,发现奥肯定律在我国成立,并且该结果具有较强的稳健性。同时,奥肯定律在我国的工业和服务业也显著成立,并且在31个城市中,失业率变化会随经济周期波动而更加剧烈。

基于奥肯定律,借助状态空间模型和Kalman滤波方法,本文估计了我国2017年1月至2023年5月的动态自然失业率,刻画了我国劳动力市场结构随时间的动态变化,并计算出该时间段的周期性失业率,发现结果基本符合预期,说明了估计的动态自然失业率的有效性。采用相同的方法,我们对青年的动态自然失业率进行了进一步估计,发现2020年后,青年自然失业率开始逐年攀升。

2023年8月,国家统计局暂停发布16~24岁人口的城镇调查失业率。对于是否将毕业前找工作的学生纳入劳动力统计调查有待进一步研究,但本文的结论同样适用于青年就业或待就业群体。本文的青年自然失业率既反映了低技能青年劳动力在经济转型过程中面临的挑战,同时也反映了庞大的毕业生群体在就业时面临的困境。

基于上述讨论,本文提出五点政策建议。第一,政府部门应继续发布调查失业率指标,以正确反映我国劳动力市场供需状况。第二,政策制定者需要依据当前的调查失业率对我国经济形势做出判断,进而做出正确的相关决策。第三,高等教育和社会教育需要与时俱进,与不断变化的产业结构与经济结构接轨,进而增强青年群体对不断变化的就业市场的适应能力。第四,政府要加强对青年劳动力就业观念的引导,帮助青年群体树立正确的劳动观、就业观,帮助青年设立合理的就业期望值。第五,政府与央行要加强相机决策的能力,减少经济波动,有效降低经济运行风险,进而有效降低个人风险预期,促进劳动力市场合理配置。

参考文献

- 蔡昉. 2004. 中国就业统计的一致性: 事实和政策涵义[J]. 中国人口科学, (3): 2-10.
- Cai F. 2004. Consistency of China's statistics on employment: Stylized facts and implications to public policies[J]. *Chinese Journal of Population Science*, (3): 2-10. (in Chinese)
- 蔡昉, 都阳, 高文书. 2004. 就业弹性、自然失业和宏观经济政策——为什么经济增长没有带来显性就业? [J]. 经济研究, 39(9): 18-25, 47.
- Cai F, Du Y, Gao W S. 2004. Employment elasticity, NAIRU and macroeconomic policies[J]. *Economic Research Journal*, 39(9): 18-25, 47. (in Chinese)
- 蔡昉. 2007. 为什么“奥肯定律”在中国失灵——再论经济增长与就业的关系[J]. 宏观经济研究, (1): 11-14, 27.
- Cai F. 2007. Why the Auken Law does not work in China—Once more on the relationship between economic growth and employment[J]. *Macroeconomics*, (1): 11-14, 27. (in Chinese)
- 陈宇峰, 俞剑, 陈启清. 2011. 外部冲击与奥肯定律的存在性和非线性[J]. 经济理论与经济管理, (8): 42-52.
- Chen Y F, Yu J, Chen Q Q. 2011. The impact of external shocks to the existence and nonlinearity of Okun's Law [J]. *Economic Theory and Business Management*, (8): 42-52. (in Chinese)
- 都阳, 张翕. 2022. 中国自然失业率及其在调控政策中的应用[J]. 数量经济技术经济研究, 39(12): 26-45.
- Du Y, Zhang X. 2022. China's natural rate of unemployment and its application in macro-regulation policies[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 39(12): 26-45. (in Chinese)
- 方福前, 孙永君. 2010. 奥肯定律在我国的适用性检验[J]. 经济学动态, (12): 20-25.
- Fang F Q, Sun Y J. 2010. Testing the applicability of Okun's Law in China[J]. *Economic Perspectives*, (12): 20-25. (in Chinese)
- 葛玉好, 曾湘泉. 2010. 调查失业率计算方法存在的问题及改进建议[J]. 中国人口科学, (6): 89-96, 112.
- Ge Y H, Zeng X Q. 2010. Problems in the calculation of survey-based unemployment rate and suggestions[J]. *Chinese Journal of Population Science*, (6): 89-96, 112. (in Chinese)
- 黎德福. 2005. 二元经济条件下中国的菲利普斯曲线和奥肯定律[J]. 世界经济, (8): 51-59.
- Li D F. 2005. Phillips curve and Okun's Law in China under dual economic conditions[J]. *The Journal of World Economy*, (8): 51-59. (in Chinese)
- 刘伟, 蔡志洲, 郭以馨. 2015. 现阶段中国经济增长与就业的关系研究[J]. 经济科学, (4): 5-17.
- Liu W, Cai Z Z, Guo Y X. 2015. The relationship between economic growth and employment in contemporary China[J]. *Economic Science*, (4): 5-17. (in Chinese)
- 卢锋, 刘晓光, 姜志霄, 等. 2015. 劳动力市场与中国宏观经济周期: 兼谈奥肯定律在中国[J]. 中国社会科学, (12): 69-89, 206.
- Lu F, Liu X G, Jiang Z X, et al. 2015. The labor market and China's macro-economic cycles: With a discussion of Okun's Law in China[J]. *Social Sciences in China*, (12): 69-89, 206. (in Chinese)
- 曾湘泉, 于泳. 2006. 中国自然失业率的测量与解析[J]. 中国社会科学, (4): 65-76, 206.
- Zeng X Q, Yu Y. 2006. Measuring and analyzing China's natural rate of unemployment[J]. *Social Sciences in China*, (4): 65-76, 206. (in Chinese)
- 周长才. 2001. 经济增长与失业: 奥肯定律在中国的存在性检验[J]. 学术研究, (12): 36-40.
- Zhou C C. 2001. Economic growth and unemployment: Testing the existence of Okun's Law in China[J]. *Academic Research*, (12): 36-40. (in Chinese)
- 郑沛江. 2013. 奥肯定律在中国真的失效了吗? [J]. 数量经济技术经济研究, 30(6): 91-105.
- Zou P J. 2013. Is Okun's Law really invalid in China[J]. *Journal of Quantitative & Technological Economics*, 30(6): 91-105. (in Chinese)
- 郑薇, 胡翻. 2003. 中国经济对奥肯定律的偏离与失业问题研究[J]. 世界经济, (6): 40-47, 80.

- Zou W, Hu X. 2003. Okun's Law and China's unemployment[J]. *The Journal of World Economy*, (6): 40-47, 80. (in Chinese)
- Giles J, Park A, Zhang J W. 2005. What is China's true unemployment rate? [J]. *China Economic Review*, 16(2): 149-170.
- Gordon R J. 1997. The time-varying NAIRU and its implications for economic policy[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1): 11-32.
- Laubach T. 2001. Measuring the NAIRU: evidence from seven economies[J]. *Review of Economics and Statistics*, 83(2): 218-231.
- Lee J. 2000. The robustness of Okun's Law: Evidence from OECD countries[J]. *Journal of Macroeconomics*, 22(2): 331-356.
- Okun A M. 1962. Potential GNP: Its measurement and significance[C]//Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association. Alexandria, VA: American Statistical Association, 98-104.
- Porrás-Arena M S, Martín-Román Á L. 2023. Okun's Law: The relationship between unemployment and economic growth[M]//Zimmermann K F. Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics. Cham: Springer, 1-20.
- Prachowny M F J. 1993. Okun's Law: Theoretical foundations and revised estimates[J]. *Review of Economics and Statistics*, 75(2): 331-336.
- Zanin L. 2014. On Okun's Law in OECD countries: An analysis by age cohorts[J]. *Economics Letters*, 125(2): 243-248.

Surveyed Unemployment Rate and Okun's Law in China: And Its Implication for Youth (Un)employment

Kai Chen¹ Guangjun Shen¹ Weishan Tan²

- (1. Lingnan College, Sun Yat-Sun University;
2. National School of Development, Peking University)

Abstract Previous studies find that Okun's Law is invalid in China due to low quality of the unemployment indicators. This study re-examines the validity of Okun's Law in China using Surveyed Unemployment Rate (SUR) newly released by the National Bureau of Statistics. The findings indicate that Okun's Law holds for SUR in China and the results are robust. We also estimate the time-varying natural unemployment rate in China using the state space model and Kalman filter, which reveals that the high unemployment rate for youth after 2020 results from increasing natural unemployment rate. This study contributes to a better understanding of the structural features of China's labor market, and helps improve the effectiveness of the policy of "employment stability".

JEL Classification J60, J64, E24