



中国人民大学本科毕业论文（设计）

物价水平与失业率的“双重联系”

——基于中国国家统计局数据的实证研究

作者: 孟庆伍
学院: 经济学院
专业: 经济学(中国特色社会主义方向)
年级: 2020 级
学号: 2020200878
指导教师: 陈伟凯
论文成绩: A
完成日期: 2024.04.01

中国人民大学学位论文原创性声明和使用授权说明

原创性声明

本人郑重声明：所呈交的学位论文，是本人在导师的指导下，独立进行研究工作所取得的成果。除文中已经注明引用的内容外，本论文不含任何其他个人或集体已经发表或撰写过的作品或成果。对本文的研究做出重要贡献的个人和集体，均已在文中以明确方式标明。

论文作者签名： 孟庆伍

日期：2023 年 3 月 17 日

学位论文使用授权说明

本人完全了解中国人民大学关于收集、保存、使用学位论文的规定，即：

- 按照学校要求提交学位论文的印刷本和电子版本；
- 学校可以公布论文的全部或部分内容，可以采用影印、缩印或其他复制手段保存论文。

论文作者签名： 孟庆伍

指导教师签名： 陈伟凯

日期：2024 年 3 月 24 日



摘要

本文利用我国城镇调查失业率、消费者物价指数及通货膨胀率数据，探讨我国失业率和物价水平之间全面而复杂的“双重联系”。本文在回顾国内外相关文献后提出假说与推论，综合运用微观计量与时间序列分析等多种计量方法以及数值仿真模拟手段，验证了自全国城镇调查失业率发布以来，我国存在以菲利普斯曲线为表达形式的物价水平变化率与失业率之间的负向联系，及以协整关系为表达形式的物价水平和失业率之间的同向联系，以及失业率的“自稳定机制”——在物价水平与失业率的“双重联系”机制作用下，我国城镇调查失业率在受到外生冲击后将自行趋向稳定，具体表现为失业率滑动时间窗口标准差的稳步下行。本文为深化理解我国物价水平和失业率联系的宏观经济规律提供了实证支持，并为相关政策生成提供了有益参考。

关键词：物价水平 失业率 “双重联系” 协整关系 数值仿真 自稳定机制

Abstract

This article, based on China's urban survey unemployment rate, consumer price index, and inflation rate data, explores the comprehensive and intricate "dual relationship" between the unemployment rate and price levels in our country. After reviewing relevant domestic and international literature, the article puts forward hypotheses and inferences. It comprehensively employs various econometric methods, including micro-econometrics and time series analysis, and numerical simulation to verify the negative relationship expressed by the Phillips curve between the rate of change in price levels and the unemployment rate since the release of the national urban survey unemployment rate in January 2018. It also examines the cointegration relationship of co-movement in price levels and unemployment rates, as well as the "self-stabilizing mechanism" of unemployment rates, which means that under the influence of the "dual relationship" mechanism between price levels and unemployment rates, the urban survey unemployment rate in China tends to stabilize after external shocks, specifically manifested as a steady decline in the sliding time window standard deviation of the unemployment rate. This article provides empirical support for a deeper understanding of the macroeconomic laws governing the connection between price levels and unemployment rates in China. Additionally, it offers valuable insights for decision-making references in relevant policies.

Key Words: Consumer Price Index Unemployment Dual Relationship Cointegration Relationship Numerical Simulation Self-Stabilizing Mechanism

内容目录

1	引言.....	1
2	文献综述.....	2
2.1	菲利普斯曲线与“扩张效应”.....	2
2.2	以物价水平—失业率间正向联系为代表的“抑制效应”.....	3
3	理论分析.....	5
3.1	物价水平与失业率“双重联系”再回顾.....	5
3.2	理论假说.....	7
4	实证分析.....	11
4.1	数据集说明.....	11
4.2	假说 1 验证：菲利普斯曲线在中国.....	14
4.3	假说 2 验证：物价水平与失业率的协整关系.....	17
4.4	假说 3 验证：失业率的“自稳定”特征.....	21
4.5	实证结论总述.....	22
5	结语.....	22
	参考文献.....	24
	附录.....	26
	致谢.....	32

图目录

图 1	基于“成本效应”、“预期效应”的“双重联系”机制解释.....	7
图 2	数值仿真的模拟结果，失业率具有“自稳定”特征	10
图 3	引入“外生冲击”的数值仿真模拟结果，样本滑动标准差具有两个“波峰”	10
图 4	2018 年 1 月至 2023 年 12 月全国城镇调查失业率与 CPI 时间序列图	14
图 5	基于 CPI 计算的通货膨胀率与全国城镇调查失业率时序图	15
图 6	菲利普斯曲线的线性拟合	16
图 7	CPI 时序分解图——总趋势、季节性趋势和残差	17
图 8	城镇调查失业率时序分解图——总趋势、季节性趋势和残差	18
图 9	CPI 和调查失业率时序分解图对比	18
图 10	代表 CPI 和城镇调查失业率协整关系的变量 w 时序图	20
图 11	协整变量 w 自相关函数（ACF）与偏自相关函数（PACF）	20
图 12	城镇调查失业率样本和总体标准差图（左）与数值仿真（右）对比	21
图 13	全国城镇调查失业率与智联招聘月活用户数的时间序列图	26
图 14	消费者价格指数和大宗商品价格指数的分段时间序列图	27
图 15	规模以上工业企业利润与工业增加值，和 CPI 的时间序列图（剔除空白值） ...	28
图 16	规模以上工业企业利润与工业增加值的相反数和 CPI 的时序图（剔除空白值） .	28
图 17	CPI 和全国城镇调查失业率差分处理	29
图 18	差分后 CPI 与差分后失业率间脉冲响应函数分析（左未正交化；右正交化） ...	29
图 19	引入财政货币政策的“双重联系”机制解释	30

表目录

表 1	CPI 与城镇调查失业率相关描述性统计指标一览	13
表 2	通货膨胀率与城镇调查失业率 ADF 单位根检验	15
表 3	菲利普斯曲线参数拟合结果	16
表 4	CPI、失业率及差分数据 ADF 单位根检验	19
表 5	Johansen 协整检验——迹统计量与临界值	19
表 6	协整变量 w 的 ADF 单位根检验	20
表 7	城镇调查失业率分年度组别间样本均值差异 t 检验报告	22

1 引言

物价水平和失业率作为宏观经济的两个核心指标，在经济社会现实和经济理论的发展中得到了学者的广泛关注。经济学主流观点认为菲利普斯曲线是刻画通货膨胀与失业之间联系的经典命题。然而，诸多实证研究提出质疑，从两方面指出这一命题所呈现的静态权衡关系似乎难以涵盖事实全貌：其一，通货膨胀与失业率并不一定呈现稳定的负相关权衡关系；其二，物价水平本身，而非物价水平的变化率，有可能直接通过“成本效应”等途径影响企业生产投资，从而与失业率建立正向联系。

本研究追问这样一个问题：在重新考虑物价水平和失业率之间联系模式的情况下，是否存在一种更为动态、全面的经济模型，能够完整捕捉经济变量间的联系及其运行模式？笔者立足国家统计局权威发布的城镇调查失业率和消费者物价指数数据，在对相关假说的实证检验基础上，通过联立菲利普斯曲线与物价水平—失业率的正向协整关系法则，构建一个更为完整的失业率“自稳定”迭代框架，以展示当前我国重要宏观变量的完整运行逻辑和变动机制。宏观经济现象的重要变量联系，从单一曲线向更全面复杂的经济联系图谱迈进，对于我们更准确地理解和解释经济现象具有重要的理论和实证价值。通过这一问题的研究，我们不仅能够深化对菲利普斯曲线的认识，还能够拓展对失业率与物价动态变化联系的认知，这将有助于政策界使用更符合我国经济现实的理论工具，更好应对稳就业、促增长的经济压力。

本研究将综合运用理论分析，实证工具如单位根检验和协整检验等时间序列分析方法，以及数值仿真的研究手段，通过对我国国家统计局发布的权威数据的探索和对经济理论的拓展，深入剖析物价水平和失业率的全面关联，以期为宏观经济现象的解释和预测提供更为科学的基础，力图丰富学界对失业率形成和影响机制的理解，尝试为宏观经济政策的制定提供辅助建议。本段第一部分为引言，介绍了本文的研究背景和动机，说明了研究对象是失业率和物价之间的全面联系以及我国失业率的“自稳定”特征，强调了研究方法是多种时间序列分析工具和数值仿真模拟的有机统一。本段第二部分为文献综述，围绕本文主要研究问题——物价水平和失业率的“双重联系”进行文献搜集整理，刻画出当前学术界对该问题已有的学术成果和进一步研究探索的立足点。第三部分为理论分析，首先指出物价水平与经济生产之间的联系在微观和宏观视角的“脱节”，即宏观理论中存在被“片面化”的价格效应，并提出了一个实验性理论框架以重新嫁接这一理论脱节，其次在目前学界已有成果的基础上提出了针对本文研究问题的几个理论假说，包括通货膨胀和失业率之间关系、物价水平本身和失业率之间关系的可能性，及一个关于失业率“自稳定”运行特征的推论性假说。本文第四部分为实证分析，在数据说明部分介绍了数据的来源与基本特征，在实证结果部分总结呈现了对构建数据的分析结果，为物价水平与失业率“双重联系”的存在提供了来自中国国家统计局权威数据的经验证据。本文第五部分为结语，重新整理了本文的研究结论及局限性，指出本文的研究价值，并为我国稳就业促增长

等相关政策提供辅助性意见。

2 文献综述

2.1 菲利普斯曲线与“扩张效应”

物价水平与失业率之间联系的代表性命题之一即为菲利普斯曲线：以物价水平变动率为衡量的通货膨胀与失业率之间存在负向联系。这一命题引发国内外学者进行了大量的跟进讨论和实证研究。出于研究问题需要，本部分集中整理了国内学者对菲利普斯曲线在中国的相关研究。研究总体上支持菲利普斯曲线在中国存在一定程度上的适用性。

2.1.1 菲利普斯曲线概述

以统计学家菲利普斯（A·W·Phillips）命名的菲利普斯曲线是宏观经济学领域中的经典命题，其利用英国 1861-1957 年的数据对失业率和名义工资变化率进行幂律拟合，指出通货膨胀和失业率之间可能存在某种负向联系或权衡关系（Phillips, 1958）。新古典综合理论经济学家将其用数学表达为通货膨胀率和失业率的短期权衡，或是通过“奥肯定律”进行变量代换后，将其表达为以经济实际产出和通货膨胀率为核心变量的短期总供给曲线。根据这一理论，通过财政或货币政策影响短期总需求曲线，政策制定者可以通过牺牲一定的通货膨胀来提高就业率水平，或者相反通过牺牲当前就业率水平来降低通货膨胀率。这种描述通胀和失业率之间存在短期权衡的菲利普斯曲线是当前主流经济学教材的必授内容之一，同时也是诸多央行政策制定和重要参照。

2.1.2 围绕菲利普斯曲线的中国贡献

中国学者为菲利普斯曲线的验证提供了汗牛充栋的材料，总体上认为在改革开放后市场经济体制较为稳定成熟的时期，菲利普斯曲线在我国具有一定限度上的适用性，即以物价水平变动率衡量的通货膨胀与失业率之间存在负向联系或权衡关系，但该曲线也包括部分以非稳定、非对称和时变性为代表的“中国特色”，而这些特征可能与高速城镇化、快速国际化、经济体制转轨和国有企业改革等因素相关联。

中国作为世界上最大的发展中国家，快速城镇化和经济体制转轨同步发展的国情使得菲利普斯曲线在中国的适用性问题得到了广泛讨论，而随着中国市场经济的逐步完善，讨论核心渐渐从“中国例外”转向“中国特色”的研究。刘树成（1997）讨论了菲利普斯曲线在中国的变形及其政策含义，区分了改革开放前后时期，并针对改革开放后我国的“失业——物价”曲线认为我

国经济体制转轨时期失业率和物价水平之间关系存在剧烈波动，其中城镇化、工业化替代劳动和国有企业改革等因素发挥重要作用。胡乃武、孙稳存（2003）则着眼于经济规律的共通性，从总供给方面研究我国经济增长和波动，发现中国的短期总供给曲线和新凯恩斯主义总供给曲线在结构上一致，并无其他变形。黎德福（2005）考察了菲利普斯曲线和奥肯定律在中国二元经济条件下的理论和实证问题，认为由于城乡二元经济和劳动力转移的存在，中国通货膨胀、经济增长和城镇失业率之间关系是非稳定的，关系受到劳动力转移速度的影响。

菲利普斯曲线在中国的时变性或非对称性也是其中一个讨论方向，其中多数讨论肯定了中国在改革开放后经济体制转轨和城镇化快速发展为我国菲利普斯曲线提供了中国特色。赵博和雍家胜（2004）较早对菲利普斯曲线在中国进行了实证分析，利用 1978 至 2003 年的国内生产总值平减指数代表通货膨胀率数据，检验后发现中国在经济体制转轨阶段，菲利普斯曲线适用性和方向受到显著的政策冲击，呈现出发展阶段特色。徐秋慧和李秀玉（2008）整理了截至 2008 年国际学者对菲利普斯曲线研究的最新进展，在菲利普斯曲线形状的实证检验这一话题中，提供了支持菲利普斯曲线非线性或非对称的证据。赵伟、萧月华和王宇雯（2007）讨论了改革开放以来我国菲利普斯曲线的情况，认为我国存在菲利普斯曲线失灵，并主要受国家政策干预过强、通货膨胀过高时期的异常值以及经济体制转轨特殊时期的特殊“滞胀”特征影响。耿强、付文林和刘荃（2011）认为随着中国开放程度的加深，菲利普斯曲线变得更加平坦，物价对国内产出缺口的敏感度下降，从而推论高通胀会导致政策收缩力度扩大并带来更多牺牲。丁慧和范从来（2015）则持相反看法，其构建了纳入资产价格的广义价格指数（GPI）作为新通胀指标，发现 GPI 通胀率对于经济周期波动有较高敏感性，并由此反对“菲利普斯曲线扁平化”假说。黄桂田和赵留彦（2010）研究了供给和需求两类基本宏观冲击对产出和通货膨胀的动态效应，认为供给冲击引起产出增长与通货膨胀的负向关系（与经典菲利普斯曲线相悖），需求冲击引起产出增长与通货膨胀的正向关系（与经典菲利普斯曲线相合）。纪尚伯（2012）以通货膨胀和产出缺口的关系描述中国菲利普斯曲线的动态变化，发现改革开放以来我国菲利普斯曲线呈现明显的阶段性和动态性，产出与通胀的弹性系数经历了由小变大再变小的变化。伍戈和刘琨（2014）结合新凯恩斯微观理论实证我国通胀和产出关系的动态变化，发现该联系具有明显的非线性，通胀的绝对水平会影响关系的敏感度。

2.2 以物价水平—失业率间正向联系为代表的“抑制效应”

对经典菲利普斯曲线的实证研究引出了对于通货膨胀率和失业率之间正向联系的发掘，后续经济数据的丰富和经济现实的发展将这种联系拓展至物价水平本身和失业率之间的正向联系，本部分对此进行整理。这类经验证据总体上支撑了物价水平和失业率之间存在正向联系的可能性，表明二者间“抑制效应”的存在——不同于菲利普斯曲线所描述的情况，物价上涨或通货膨胀的上行可能抑制就业率恢复，反而造成失业率升高。

2.2.1 通货膨胀和失业率同向变动的“非常规菲利普斯曲线”

尽管菲利普斯曲线命题被主流经济学教科书广泛传授并被政策制定者采纳，实证研究却数次提出挑战该理论命题的证据。部分实证研究表明在某些情况下失业率和通货膨胀间可能呈现稳定的正向联系，即物价水平变动率的抬升与失业率的上行同时出现。笔者认为这类研究支撑了物价水平和失业率之间另一种“抑制效应”——通货膨胀抑制经济良性恢复或发展的机制的存在。

较早对这类通货膨胀率与失业率间正向联系的“非常规菲利普斯曲线”整理的经济学家之一是米尔顿·弗里德曼（Friedman, 1977），他指出已有广泛的经验数据表明通货膨胀与失业率呈现的正向相关联系并非偶发情况，并为这种现象命名为“stagflation”或“slumpflation”。他总结了当时业已存在的一些证据，比如 1973 年之后菲利普斯曲线在包括英国、美国、法国、德国、日本等诸多发达国家失效，证据说明在这些国家中高通胀和高失业可能会相互强化，而非来自完全独立原因的独立现象，石油危机作为外生冲击提供的解释力有限。后续也有理论尝试对这种情况进行讨论分析，如 Karl-Friedrich Israel（2015）讨论了通胀与失业的长期关系，其文提供了 20 世纪后半叶法国、德国、美国、英国等国家的失业率与通货膨胀数据，挑战了传统菲利普斯曲线，并提供了基于货币扩张导致的再分配效应和经济周期波动的理论解释，指出政策干预的必要性。Kelly(2023)系统回顾了美国的通胀与失业数据在 20 世纪下半叶的表现，并以十年为界进行了分解，为美国 1990-2000 年的“低通胀-低失业”的与传统菲利普斯曲线相悖的强劲经济表现整理了理论解释，指出紧缩货币政策降低通胀预期、计算机技术为核心的“新经济”推动生产力大幅提升、“婴儿潮”阶段人口成人化和中国融入世界市场等发挥了重要作用。其他国别的研究也提供了证据支撑。以地区为界，HO(2019)以欧元区的经验数据为例，利用 1999 年 1 月至 2017 年 2 月的 11 个欧元区国家来研究欧元区菲利普斯曲线存在某种相关系数由负转正的“阈值效应”特征：通货膨胀和失业之间的关系仅在失业率低于 5.00% 时为负；而当失业率在 5.00% 和 6.54% 之间时，负关系变为正；一旦超过 6.54% 的失业率阈值，通货膨胀和失业之间就不再相关。Alisa(2015)以 1999-2015 年俄罗斯的数据进行分析，结果表明通货膨胀和失业率之间的负相关关系只存在于短期，而从长期来看，两者之间呈现与菲利普斯曲线相悖的正向相关关系——高通胀和高失业并存。Vermeulen（2017）以南非数据检验通货膨胀和失业率之间的关系，发现在长期通货膨胀和就业之间存在强烈的负相关关系，这挑战了传统菲利普斯曲线在南非的适用性，指出在南非存在通货膨胀伤害经济增长及就业扩大的潜在可能性。Geerolf（2020）在理论上区分了固定汇率和浮动汇率地区，并发现在固定汇率地区通货膨胀与失业率存在反向联系，而在浮动汇率地区不显著，而实际汇率升值和失业率则显著的与失业率负向相关且不受汇率制度影响。Hossain(2017) 用美国 1978-2014 年的数据进行一系列时间序列分析检验，发现这个特定的时间段的美国数据不支持菲利普斯曲线。Chowdhury（2014）用孟加拉国 2000-2011 间的数据分析了该国失业率的影响因素，发现基于 CPI 数据计算的通货膨胀率正向刺激了失业率的上行。

2.2.2 物价水平本身和失业率正向联系的相关研究

Pillay (2013) 利用南非 2000 年到 2011 年的数据，利用协整检验发现该国消费者物价指数和失业率之间存在同向协整关系；Dussoyea (2017) 考察了 1999 到 2016 年间，欧洲 6 个代表性国家（奥地利、法国、德国、希腊、匈牙利和英国）在 2008 欧洲危机前后，以物价水平（CPI）为代理变量的通胀水平和失业率水平（Harmonised unemployment rate, HUR）、GDP 增速之间的关系，发现欧洲危机后物价水平和失业率水平二者通过分别与 GDP 增速的关系可以构建正向联系，即物价水平和失业率同向变动；Sahoo(2019)利用 1991-2017 年印度的数据，讨论了失业率和其它宏观经济变量之间的联系，其格兰杰因果检验的结果说明存在以物价水平（CPI）为代理变量的通货膨胀水平对失业率有显著的正向冲击；Pascual(2020)利用菲律宾 1970 到 2011 年的数据考察了 GDP、物价水平和失业率之间的联系，发现“奥肯定律”、菲利普斯曲线等命题在菲律宾并不成立，并认为菲律宾独特的外向依赖型经济金融结构、以劳动力市场刚性为代表的发展阶段问题和货币政策实施问题等国别特殊性产生了重要影响。

笔者对现有文献的搜集整理表明：学界对菲利普斯曲线的研究拓展了物价水平和失业率之间经济联系的丰富性，即物价水平可能通过不同形式或不同方向与失业率产生相关联系，至少包括以菲利普斯曲线为代表的“扩张效应”——物价水平变化率上行推动经济生产良性扩张发展，从而带动失业率下行；和以物价水平与失业率同向联系为代表的“抑制效应”——物价水平上涨抑制经济良性发展，压制就业率进一步上行。目前我国学界较为缺乏对这种物价水平和失业率间“双重联系”的全面整理和基于权威数据的实证研究，而这一问题又有较高的理论和现实价值，即可丰富学界对我国经济现实的了解、全面化对我国失业率和其它宏观经济变量综合运行模式和变化机制的理解，并为目前我国稳就业促增长政策提供全面完整的辅助意见。本文将立足这一学术和现实背景，对该问题提供来自中国的经验证据。

3 理论分析

3.1 物价水平与失业率“双重联系”再回顾

3.1.1 被“片面化”的物价效应

价格是市场经济制度下的重要经济变量，是调节社会分工、配置生产资源乃至财富分配的重要杠杆，对社会经济的运行发挥重要作用。价格变动的方向、大小和速率发挥着“信号”作用，在允许厂商自主决策和要素自由流动的理想市场环境中，价格变动影响不同决策者成本及收益的分布，引导寻求效用或利润最大化的经济主体调配资源至总体帕累托最优水平，从而最终实现稀缺资源的最优配置。总的来说，价格变动最终使得不同资源配置的收益和成本产生变动，影

响厂商生产运营资源配置的调整，包括劳动力要素的再配置，实现总体效率最优化。

微观理论的分析为宏观经济讨论提供了坚实的理论基础，而在宏观经济学中，将价格水平与失业率联系起来的代表性命题之一即为经典菲利普斯曲线：以物价水平变动率为衡量的通货膨胀与失业率之间存在负向联系。由于经典菲利普斯曲线描述的经济周期较短，在此期间社会总劳动供给波动较小，因此对于菲利普斯曲线的一个粗糙理解为：短期中，市场物价总指数与市场总需求，及其派生的劳动力需求的联系是正向的，两者往往同向变动。宏观理论经济学家引入了非常多样化的假设来对这一命题进行多种角度的合理化论证。

综合上面的分析，可以发现价格与经济生产的联系效应，在微观和宏观两种观察视角中发生了脱节：在微观中，由于价格向量的广泛性，价格对经济生产可能产生非常不同的效应，比如“成本效应”——成本上涨导致厂商削减产量，或“预期效应”——产品价格上涨提示厂商市场需求景气，从而引致厂商扩大产量。在宏观中，理论家先入为主地将经典菲利普斯曲线及其衍生命题作为讨论核心，将物价水平对经济生产的影响限定在特定的方向和轨道上，或者说物价水平变动的效应被“片面化”了。从这个意义上说，对于物价水平和企业生产及失业率之间联系的实证研究应当突破经典理论命题的“路径依赖”，依据客观事实和材料，大胆假设小心求证，寻求真实世界更加广泛的可能性。

3.1.2 一个实验性的综合理论框架

一种符合微观价格理论的联系物价水平与失业率的宏观理论命题可能是什么样的呢？上一小节分析指出现实经济的多层次、结构化经济模式导致了价格向量的广泛性（经济生活中多样化产品形成了多个价格），从而导致价格水平对失业率影响的多元性。从这个意义上说，一个符合这种分析的宏观模型必须引入经济的层次或结构，而价格指数的变动就有可能通过与不同经济部门的经济联系差异，产生截然不同的联系效应。总言之，在这种模型下，尽管微观上经济部门的多样化决定了物价指数与失业率可能因部门差异产生多样化联系，宏观上由于经济比例和影响权重的因素，经济总体中物价水平和失业率的联系仍可能呈现单一的经典菲利普斯曲线形态。

考虑一个特殊的经济体，其中产业链上下游存在两家代表性企业，且两家企业间存在“价格黏性”，即订单变化的传递存在延迟。经济的结构化和价格信号传递的“菜单成本”导致了经济中产业链上下游企业对物价水平变化的反应是不同的：在物价水平变化的早期，产业上游最先接触到物价变动的“成本效应”，从而抑制企业规模扩张；产业下游最先接触到物价变动的“信号效应”，通过价格上涨预期市场景气，从而形成企业自身扩张预期并进行企业规模扩张。在物价水平变化之后的第二期，产业链上下游正好相反，产业链下游企业的扩张预期实质性形成了对产业链上游企业的订单需求，从而拉动产业链企业上游产能扩张；产业链上游的收缩决策导致中间产品供需不对等，产业链下游企业的成本价格上涨，从而抑制产业链下游企业的扩张。我们可

以发现，在物价水平变化的第一期和第二期，产业链上下游企业的收缩或扩张决策正好对换，产业链上游企业由收缩转向扩张，产业链下游企业由扩张转向收缩，且由于“菜单成本”的存在，价格信号传递的粘滞导致这样的经济波动会不断持续下去，直到经济达到均衡。在这个实验性经济环境中，物价水平与失业率联系的“双向效应”是可以同时且广泛存在、并行不悖的。而若下游企业的产业规模占总经济的比重较大，宏观上的经典菲利普斯曲线仍可能成立。下图 1 用图示的方式呈现了这一综合性理论框架。^①

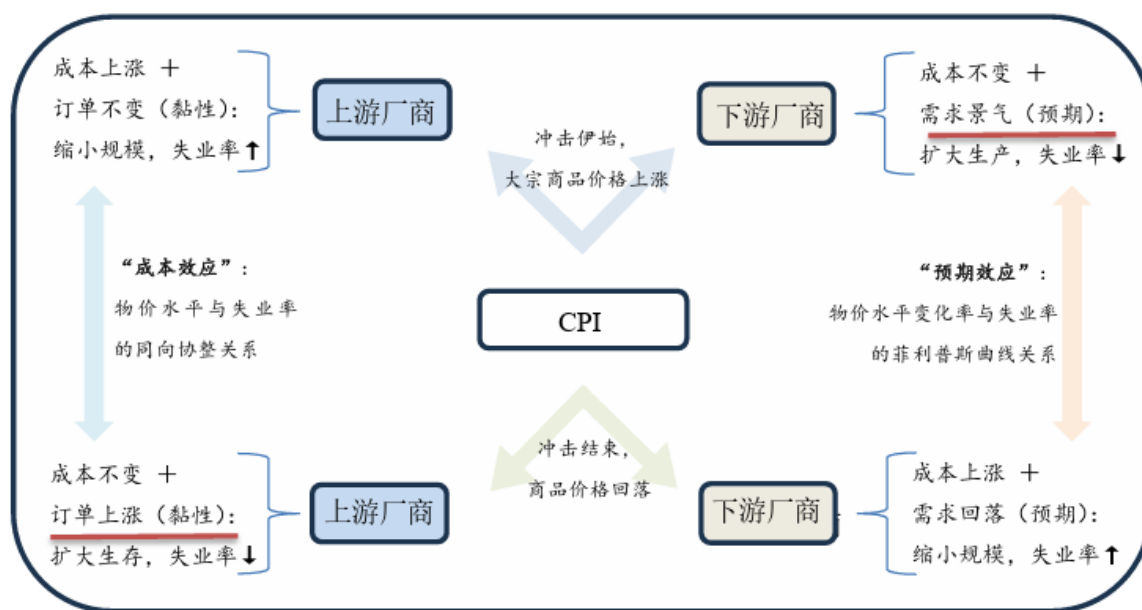


图 1 基于“成本效应”、“预期效应”的“双重联系”机制解释

总的来说，经典菲利普斯曲线的存在并不影响我们对物价水平和失业率产生其他联系的可能性的研究；恰恰相反，对物价水平和失业率其他多样化联系模式的可能性的研究，反而更符合经典微观价格理论的预期，修复微观宏观经济学视角的脱节，也能拓展学界对于价格与社会经济生产影响机制的理解和认识。本文将立足这一理论可能性，提出假说并进行验证。

3.2 理论假说

3.2.1 “双重联系”及其表达形式

假说 1:我国通货膨胀率和失业率之间存在权衡关系。

文献综述部分指出，尽管在改革开放早期由于社会主义市场经济体制及其配套制度建设尚

^① 附录 3 提供了另外一种考虑货币政策影响下物价水平与失业率联系的机制作为补充，但我国数据仅对正文所描述的“成本效应”机制解释给出了经验支撑。由于本文采用时间序列分析方法不考察因果机制，无论何种机制成立都不影响本文结论。

未完善，菲利普斯曲线在我国的检验结果并不稳定；但随着基本经济制度和相关配套的完善，菲利普斯曲线在我国总体上得到经验支撑，相关研究已经从“是否成立”转向“何种形式”的问题，即对其时变性和对称性等中国特色的研究。从这个意义上说，本文的检验不应与已有研究产生矛盾，即我国通货膨胀率与失业率间仍应当存在权衡关系。

假说 2:我国物价水平和失业率之间存在正向联系。

价格是市场经济的重要信号，对企业调整生产运营和经济主体的投资决策有着重要影响。一方面，价格通过“成本效应”影响企业主体的运营投资决策，即物价上涨抑制企业扩张，从而抬高失业率；另一方面，价格通过“预期效应”发挥作用，即物价上涨提示企业市场的景气程度上升，从而企业进行扩张准备降低失业率。近年来我国经济进入增长速度换挡期、结构调整阵痛期、前期刺激政策消化期“三期叠加”的“新常态”，企业逐渐“去杠杆”，投资生产进入审慎阶段，从而“成本效应”可能占据主流，即物价上涨抑制企业扩张，从而导致失业率同步上行。^②

3.2.2 推论：失业率的“自稳定”迭代方程与仿真模拟

假说 3:（推论）若上述两条假说实证成立，则我国失业率具备“自稳定特征”，其标准差在特定观察周期内将逐步下行。

若前两条假说成立，我国物价水平与失业率之间则构成“双重联系”：一方面是以菲利普斯曲线形式为表达的“扩张效应”，表明通货膨胀与失业率之间存在权衡关系——温和的通货膨胀率影响企业预期从而刺激企业扩张，抬高要素需求量从而拉动失业率下行；另一方面是以 CPI 与城镇调查失业率之间同向变动协整关系为表达的“抑制效应”，表明物价水平上涨可能通过成本效应等方式抑制企业投资运营信心，从而抬高失业率。本小节根据这两条假说进行理论推论，进行思想实验和理论推测：若两条经验法则同时成立，我们还能观测到什么经验规则。

菲利普斯曲线理论基于对劳动市场和通货膨胀预期的假设，解释了通货膨胀率和失业率之间的动态关系。菲利普斯曲线的一种标准形式表达如下：

$$\pi = \pi_e - \beta (U - U_n), \beta > 0 \quad \dots\dots (1)$$

在实践中，通常将通货膨胀率定义在物价指数之上，即若以 P 来代表物价指数衡量的商品价格指数，则通货膨胀率与物价水平的相关关系可以用如下的式子来表达：

$$\pi = \frac{\Delta P}{P}$$

② 针对物价水平与失业率正向联系间是否通过“成本效应”这一渠道实现的这一问题，其验证并非本文的核心内容，但读者可在附录 A 的第二小节中看到相关讨论，附录中利用 VAR 和脉冲响应函数分析手段，提供了一定的经验支撑。

其中 π 为通货膨胀率， P 为 CPI 指代的物价水平， ΔP 为 CPI 的变化率，即后一期的 CPI 减去前一期的 CPI。如果用脚标 t 代表观测期数，则上式可以表示为如下的形式：

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \dots\dots (2)$$

其中 π_t 为当期的通货膨胀率， P_t 是第 t 期的物价水平。

在此基础上，若假说 2 所表明失业率和物价水平间的协整关系成立，其简化数学形式如下：③

$$P_t = k \cdot U_t, \quad k > 0 \dots\dots (3)$$

联立上述式 (1) 和两边取期望后的 (3)，并为简便起见假设预期通货膨胀率为 0（得到我国数据验证，详见实证部分），得到如下迭代方程：

$$\frac{U_t - U_{t-1}}{U_{t-1}} - \frac{U_{t-1} - U_{t-2}}{U_{t-2}} = -\alpha (U_t - U_n), \alpha > 0 \dots\dots (4)$$

若将等式左侧的分式粗糙理解为增长率，我们可以发现等式左侧是有关失业率增长率的差分，等式右侧为当期失业率和自然失业率的差分。这个方程本身不能够被处理得出关于当期失业率 U_t 的解析解，但简单的观察后我们可以发现，这个等式有一个明显的性质，即失业率的“自稳定”效应：若当期失业率高于自然失业率，等式右侧为负数，意味着在方程左侧，当期失业率的增长率小于往期失业率增长率，即失业率的增长遇到了某种“阻滞”，反之同理。从理论角度，这意味着失业率存在某种“中心回归”的特征，最终这一等式会将失业率迭代到自然失业率水平。

④

为了更直观地了解上式所代表的内涵，本文选择数值仿真模拟的方式呈现上述特征。理论上，笔者已讨论了该式所代表的失业率的“自稳定”特征，在数值仿真中我们也理应观测到类似情况。特别的，本文将失业率水平及其滑动时间窗口样本和总体标准差的时间序列图一同呈现。

在参数设定上，本文为 α 设定为 0.1，初始的两个值则随机生成，总步数设定为 500，其中自然失业率设定为 0.3。从结果上我们发现，由于方程本身和数值仿真是离散的，失业率在自发地向自然失业率调整过程中，由于系数过大而频繁出现“过度调整”的情况，但总是在自然失业率的上下波动，并且该波动越来越小，或者说失业率越来越趋向自然失业率，证明了我们理论上发

③ 联系后文实证部分结果可知，式 (3) 存在一定简化，完整形式应在等式右侧包含一个预期值不为 0 的常数项。出于简化最终模型形式的目的对常数项进行擦除，在质性上不影响后续模型推导和实证结果。

④ 值得注意的是，该等式的理论基础并不唯一：比如若物价水平和失业率之间呈现负向的关系，这个等式仍然成立！这意味着在菲利普斯曲线所假定的经济关系稳健的条件下，只要物价水平和失业率呈现稳定的相关关系，失业率（或物价水平）本身就是趋向平稳的，这恰恰扩大了笔者提出的失业率的“自稳定”效应的适用范围。

不过反过来说，若这两条假说中任何一条联系反向（比如物价水平和失业率反相关），最终会导致物价水平和物价变化率正相关，这会导致物价水平的螺旋爆炸性上涨，而这样的极端情况发生概率偏低。这个反事实的思想实验从反面印证了本文所提出假说的合理性：若菲利普斯曲线成立，物价水平和失业率之间至多只能存在正向变动的联系。

现的失业率“自稳定”特征。从这个意义上说，在失业率和物价水平高企的特殊经济危机时段中，当前数据所揭示的经济规律本身会使得失业率和物价水平回归常态。出于后续实证分析的需要，本文还额外呈现一幅引入“外生冲击”的仿真结果，该冲击仅在第 250 期时发生，表示失业率出现一个外生性的上升，但在冲击发生的两端，失业率仍然按照迭代方程所描述的轨迹生成。

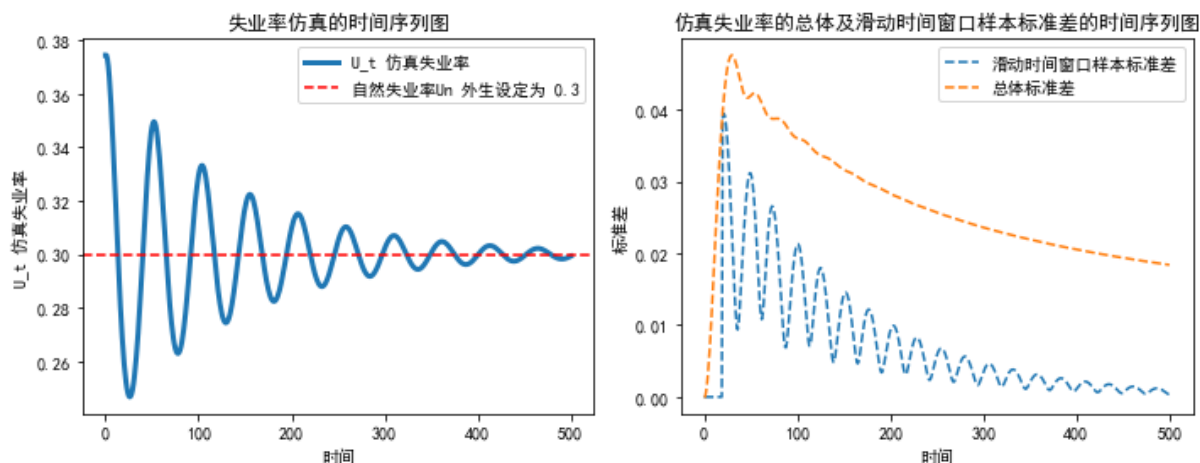


图 2 数值仿真的模拟结果，失业率具有“自稳定”特征

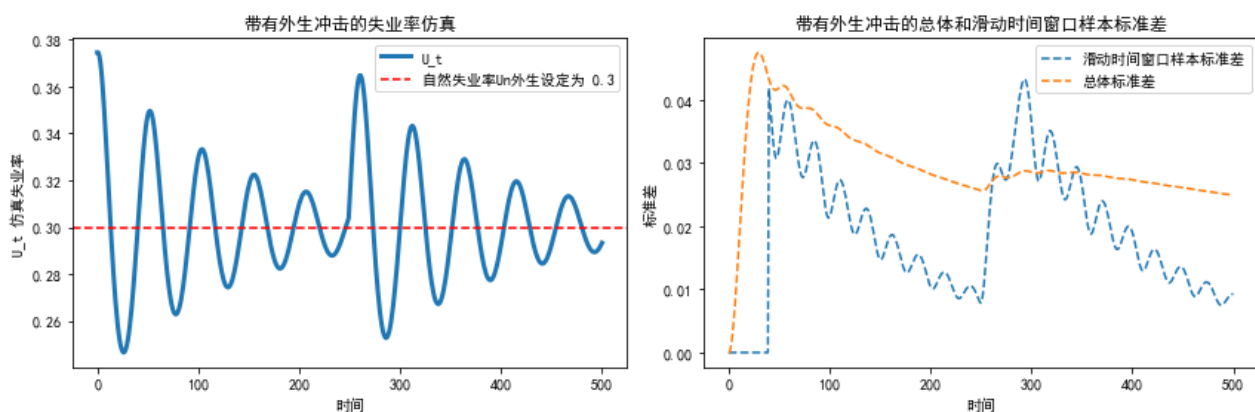


图 3 引入“外生冲击”的数值仿真模拟结果，样本滑动标准差具有两个“波峰”

上图即仿真模拟的结果，而失业率自行回归稳定这一命题背后的经济学逻辑也符合直觉：当失业率和物价水平同时走高，失业带来的不确定性和收入缺失导致消费下行，抑制物价水平和通货膨胀，经济回归自然水平；或者说物价水平在恐慌过后会刺激企业扩大生产，提高就业水平，降低失业。从这个意义上说，我国目前价格水平与失业率“双重联系”效应结果使得失业率趋向稳定，这为宏观调控、相关稳就业政策的出台和稳定经济信心提供了理论支撑。在实证分析部分，笔者将利用国家统计局数据对上述提到的三条假说进行检验。

4 实证分析

4.1 数据集说明

4.1.1 代理变量选取

在实证分析部分，本文考察失业率与物价水平的“双重联系”，分别选取由国家统计局公布的自 2018 年 1 月至 2023 年 12 月的“全国城镇调查失业率”以及“消费者物价指数（CPI）”指标作为失业率和物价水平的代理变量，并以 CPI 月增长率作为通货膨胀率的衡量指标。^⑤除此之外，本文还选取了其它几类数据，包括智联招聘月活用户数、规模以上企业月度工业增加值和规模以上工业企业月度利润总额等对核心数据进行稳健型检验，但由于篇幅限制，这一部分的额外数据说明和检验结果仅在附录中列出。

CPI(Consumer Price Index)即消费者价格指数，是反映消费品和服务价格水平变动的经济指标。^⑥本文认为 CPI 相比生产者物价指数（PPI）更为合适，主要基于以下原因：（1）CPI 直接反映的是居民最终消费领域的价格变动，更贴近民生，能够充分体现居民的真实感受和购买力。而 PPI 侧重于生产资料和生产性服务的价格指数，与民生关系较远。因此，CPI 能够更全面地反映物价水平和通胀压力对民众的影响。（2）CPI 涵盖面更广，有效样本量更大。CPI 的统计调查覆盖了餐饮、居住、交通等十几个民生消费领域，而 PPI 侧重生产领域。这使得 CPI 能够反映更为全面的物价水平。同时，CPI 的样本量也远高于 PPI，统计更为准确可靠。（3）CPI 对政策制定的导向作用更强。物价作为影响民生的关键因素，CPI 的变动引起社会各界高度关注，能推动政府对通胀政策的回应。这使 CPI 成为决策部门制定宏观政策的重要依据。因此，作为衡量物价指数的指标，CPI 明显优于 PPI，能够更准确、全面地反映物价变化对整个社会民众的影响。^⑦基于以上理由本文选择以之作为物价指数的代理变量。

本文选择“城市调查失业率”而非“城市登记失业率”也经过一系列考虑。中国从 20 世纪 80 年代初开始建立登记失业制度，当时由于中国还处于计划经济体制下，称为“待业登记”，所有的城镇无业者都必须首先到政府劳动部门去登记，处于等待期的劳动者即登记为“待业”。但是，随着 1994 年，党的十四大提出要从计划经济转向市场经济，中国劳动用工制度发生重大变化，政府不再统一分配和安置，企业和劳动者开始进行双向选择。于是，1994 年将“待业登记”更名为“失业登记”。中国“城镇登记失业率”的概念也由此开始。2010 年，中国有四大调控目标，分别是国内生产总值（GDP）、物价、就业目标和国际收支平衡等。每年政府工作的就业目标有两部分，

^⑤ <http://www.xingguo.gov.cn/xgxxxgk/xg9482/201311/87a70f2bf00d40fca99c342c50914583.shtml>。

^⑥ https://www.stats.gov.cn/zs/tjll/tjzs/202302/t20230224_1918473.html。

^⑦ https://www.stats.gov.cn/zs/tjws/tjzb/202301/t20230101_1903757.html。

即每年新增城镇就业数字，和城镇登记失业数字。由于很多真正失业的人不一定去登记，加上农村的农民就业没有包括在里面，因此实际每年公布的登记失业率数字，比调查失业率要低^⑧。这也成为城镇登记失业率饱受诟病的原因。^⑨

国家统计局和人力资源和社会保障部两部门已经有数年全国城镇调查失业率的数字，而国家统计局自从 2005 年就开始探索城镇调查失业率，每半年进行一次统计。但是该数字没有正式对外公布。人力资源和社会保障部则从事城镇登记失业率的统计工作。每年其目标纳入国家政府工作报告，以及五年规划中。直到 2018 年 1 月 31 日开始，国家统计局才开始公布城镇调查失业率的月频数据。本文因此选择的相关数据从 2018 年 1 月 31 日开始至 2023 年 12 月，覆盖了该数据存在的全部周期，共 72 月份，6 年的时间范围。^⑩

4.1.2 数据集构建

本文将全国城镇调查失业率和 CPI 数据自 2018 年 1 月开始至 2023 年 12 月的共计 72 个月份，总共 6 年的时间序列数据进行整合，并利用 CPI 月增长率构建通货膨胀率，在此基础上进行实证研究。总结起来，本数据集具有如下特征：（1）数据权威，由国家统计局统计并公布，是我国最全面、最官方、调查样本最为广泛、最有代表性的数据之一；（2）逻辑跨度大，由于从 2018 年 1 月开始，该数据集包括了我国失业率和物价指数在疫情前后的不同时段及其逻辑关系；如果数据间关系相对稳定，则侧面说明该数据的相互关系具备某种一致性和稳健性，即使在外生冲击的影响下仍然明显。

4.1.3 描述性统计

本部分整理了本文使用的三大核心变量：CPI、通过 CPI 月增长率构建的通货膨胀率与全国城镇调查失业率的若干统计性指标。CPI 均值和中位数基本相合，皆为 102 左右（去年同期为 100），意味着平均意义上说从 2018 年至今我国存在相对温和的物价上涨，其中 CPI 最大值为 105.4，最小值为 99.5，意味着在观测周期内我国存在价格涨落的完整周期现象。

通货膨胀率中位数和平均值皆在 0 附近浮动，说明在 2018 年 1 月至 2023 年 12 月的 6 年周

⑧ “城镇登记失业率”事实上条件更为苛刻，其定义如下：非农业人口，在劳动年龄（16 周岁至退休年龄）内，有劳动能力、无业而要求就业、并在当地就业服务机构进行求职登记的人员。但不包括：（1）正在就读的学生和等待就学的人员；（2）已经达到国家规定的退休年龄或虽未达到国家规定的退休年龄但已经办理了退休（含离休）、退职手续的人员；（3）其他不符合失业定义的人员。在实践中，包括但不限于如下条件需要得到满足才可被认定为失业：（1）非农城市户口；（2）社保连续缴满 1 年以上；（3）前份工作被辞退（自主离职除外），公司提供辞退证明；（4）前份工作满 3 个月以上；（5）每周通过任意形式的工作一小时即算就业。从这个意义上说，“城镇登记失业率”对于经济活动和劳动力市场情况存在水平显著低估的偏误。

⑨ https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/lhfw/2022/rdwt/202302/t20230214_1903585.html。

⑩ https://www.stats.gov.cn/zs/tjws/tjzb/202301/t20230101_1903672.html。

期中，即使我国经历了新冠疫情的巨大冲击，我国政府仍然在货币政策和通货膨胀率方面保持了整体稳健和克制，使得我国通货膨胀维持在一个较低的水平上，为后续政策工具的使用留下充分空间和灵活性。通货膨胀在这期间也经历过一定的涨落，其中最高值为 1.38%，最低值为 -1.18%，绝对值始终保持在 2% 的较低水平内。

城镇调查失业率的均值和中位数相差较小，皆为 5.2% 左右，最大值为 6.2%，最小值为 4.8%，浮动范围在上行 19.2% 至下行 7.7% 之间，波动较小。这意味着单纯从统计指标的角度来看，我国在控制失业率方面有非常成功的效果。考虑到我国是人口大国，笔者认为有必要将失业率这个百分比的指标换算成人口数来进行考察。根据国家统计局的数据，我国目前城镇就业人数约为 4.59 亿人，那么城镇调查失业率每上行 0.1%（例如失业率从 5.2% 上行到 5.3%），我国城镇总就业人数就要减少 45.9 万人；若乡村就业率同步下行，由于乡村总就业人口为 2.74 亿，我国全国总就业人数就要减少 73.3 万人，^⑪这个数字超过澳门目前的人口总数。^⑫

表 1 CPI 与城镇调查失业率相关描述性统计指标一览

变量名	平均值	中位数	标准差	最大值	最小值	观测数
CPI	101.78	101.85	1.34	105.40	99.50	72
(去年同期=100)						
城镇调查失业率 (%)	5.27	5.20	0.32	6.20	4.80	72
通货膨胀率 (%)	-0.02	0.00	0.52	1.38	-1.18	71

将 CPI 与城镇调查失业率的时间序列图呈现出来，则如图 4，其中左轴为城镇调查失业率，右轴为月度 CPI（以去年同期为 100），横轴为时间，自 2018 年 1 月至 2023 年 12 月，共计 72 个月份、总共 6 年的时间周期。可以看出，在总的趋势上两条时间序列有较为紧密的关系，总体上可以分为 3 个阶段：（1）2018 年初至 2020 年初（新冠疫情爆发）的同步上行阶段；（2）2020 年初至 2022 年春的“V 型反转”阶段；（3）2022 年中至 2023 年底的同步下行阶段。在这 3 个阶段的内部，每两个月份间的变化趋势并不一定相合，存在一定的偏误，这意味着城镇调查失业率与 CPI 在 2018 年初至今的 6 年周期里分别存在一定的自主特征，但总体上呈现了比较明显的相

^⑪ <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0403&sj=2022>。

^⑫ <https://www.gov.mo/zh-hant/news/986311/>。

合趋势。图 4 从质性上支持了本文的假说 2：物价水平与失业率呈现某种同向变动的正向联系，而该命题的严格实证检验将会在本部分的 4.3 呈现。

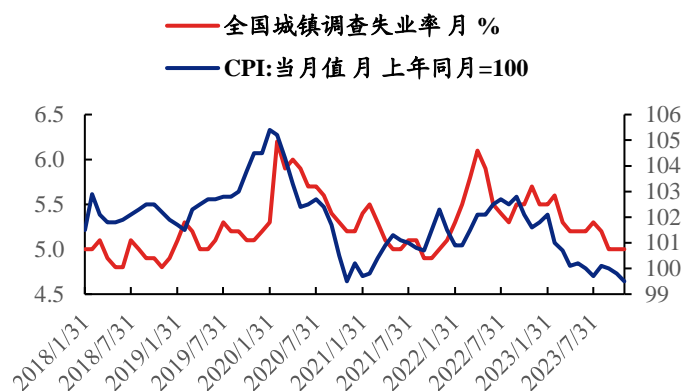


图 4 2018 年 1 月至 2023 年 12 月全国城镇调查失业率与 CPI 时间序列图

4.2 假说 1 验证：菲利普斯曲线在中国

菲利普斯曲线命题描述了通货膨胀率与失业率之间的权衡关系：当通货膨胀率上涨或下行时，在均值意义上失业率将反向变动。这一命题最早由统计学家菲利普斯描述 (Phillips, 1958)，在当时作者使用了幂律规则来进行拟合，但并未给出显著性检验。我国学界对菲利普斯曲线的实证研究自上世纪 90 年代业已存在并延续至今，但从研究对象和研究材料角度来说，文献发展已经出现较大区别：早期研究使用我国市场经济体制逐步确立的早期数据，往往对菲利普斯曲线在中国的适用性持谨慎或否定态度，而后期研究则较多着眼于新凯恩斯主义经济学描述的“总供给曲线”形式的变体，往往利用统计方法讨论“产出缺口”与通货膨胀的关系，对经典菲利普斯曲线的实证则遭受冷落。

然而需要注意的是，由于通货膨胀率和失业率指标在时间趋势上有可能形成“非平稳时间序列”，对以此二变量为核心解释/被解释变量的线性回归则可能出现“伪回归问题 (Spurious regression)”——独立非平稳变量间，即使其本身 (True Model) 没有相关关系，也可能在经典计量方法的检验下呈现显著结果。因此，笔者在进行对假说 1 的验证之前需要通过单位根检验进行平稳性检查。

通货膨胀率和失业率的时间序列图

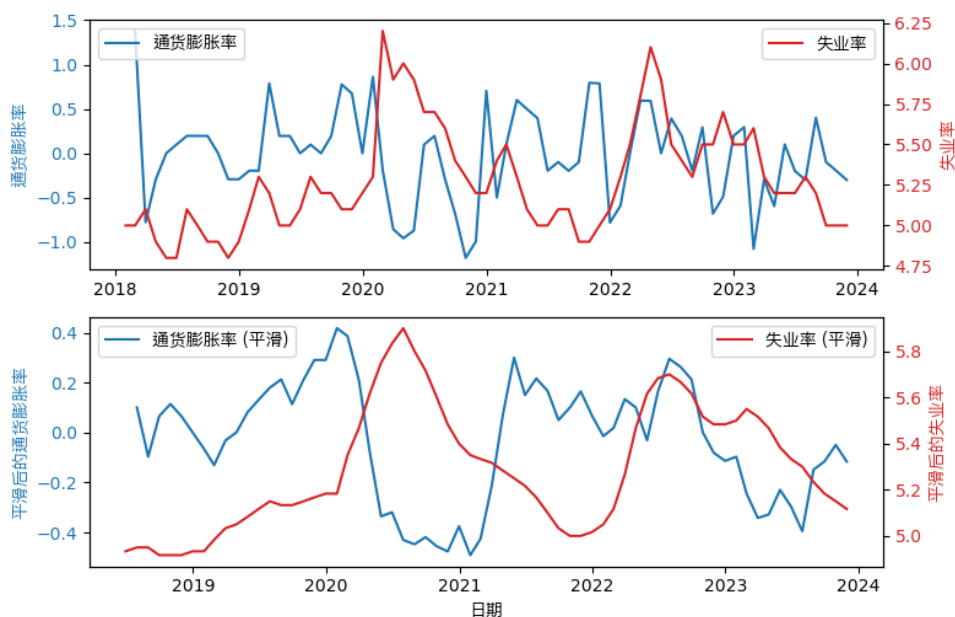


图 5 基于 CPI 计算的通货膨胀率与全国城镇调查失业率时序图

上图 5 给出了基于 CPI 计算的通货膨胀率和全国城镇调查失业率的时间序列图，其中上子图为基于原数据的描绘，下子图对原数据进行了以 6 个月为时间窗口的滑动平均计算后，利用平滑后的数据绘制的时间序列图。前者在细节上或者小时间窗口上更能呈现通货膨胀率与失业率之间的权衡关系，比如 2018 至 2020 年间，通胀率出现了 3 个驼峰，而对应的失业率数据在相对时间出现了 3 个波谷。平滑后的序列图在总趋势上呈现了通胀率与失业率的权衡关系，尽管在部分时段并不明显。

在均值意义上，通货膨胀率数据和调查失业率数据整体都围绕 0 水平线进行波动，其中通货膨胀率的上下波动更为频繁，满足平稳时间序列的基本条件。对二者分别进行单位根检验，结果报告如下表 2：

表 2 通货膨胀率与城镇调查失业率 ADF 单位根检验

变量名	检验统计量	P 值	显著性判断
通货膨胀率	-4.485	0.000	99%水平上认为平稳
城镇调查失业率 ^⑬	-2.886	0.047	95%水平上认为平稳

^⑬ 剔除空白值，并与通货膨胀率数据对齐（通胀率为 CPI 变化率，首个值为空白），二者共 70 个观察值。下文 CPI 与城镇调查失业率的单位根检验中，由于不需要删除首值而只剔除空白值，共 71 个值，从而两次针对城镇调查失业率的单位根检验结果发生变化：在菲利普斯曲线的实证中，失业率序列在 95%水平上平稳；在假说 2 的检验中，失业率序列在 90%水平上平稳。

可以发现，二者均为被认为至少在 95%水平上的平稳时间序列，从而二者间进行的线性回归将不会产生“伪回归”问题，经典计量方法及其显著性检验仍然成立。下图 6 呈现了通货膨胀率和失业率的散点图，并绘制了线性回归的拟合线。观测点整体位于左上、左下、右下的位置，基本符合菲利普斯曲线所描述的统计直觉。

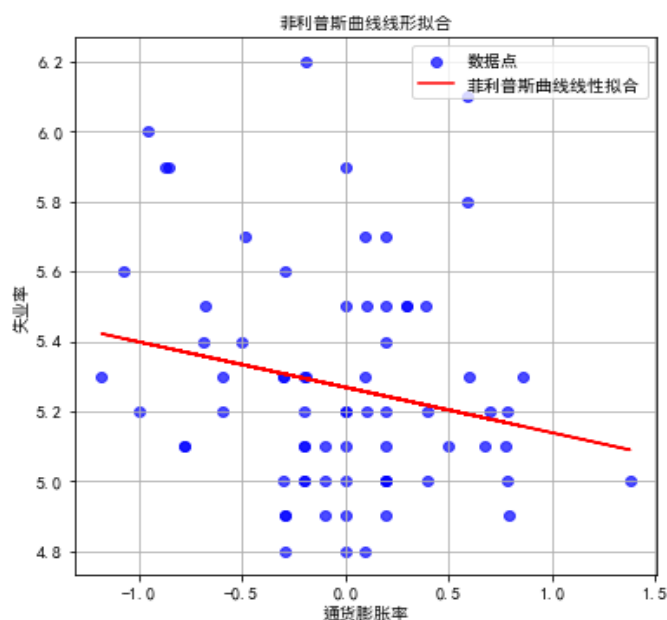


图 6 菲利普斯曲线的线性拟合

线性拟合的结果也证明了在 2018 年初至 2023 年底的 6 年间，菲利普斯曲线在我国在统计上可以被认为在 95%水平上显著，具有适用性。对菲利普斯曲线的拟合方程为：^⑭

$$Unemployment = a + b * InflationRate + \varepsilon \dots\dots (5)$$

OLS 拟合结果如下表 3 所示，我们可以发现系数 b 的 95%置信区间不包括 0，因此在 95%的水平上可以认为其拟合参数显著。因此我们可以认为在 95%的水平上菲利普斯曲线在中国是显著的，假说 1 得到证明。

表 3 菲利普斯曲线参数拟合结果

	拟合参数/估计值	标准差	95%置信区间
常数项 a	-0.130	0.074	[-0.275, 0.015]
系数 b	5.268	0.038	[5.194, 5.343]

^⑭ 基于模型简便性的理由，笔者选择线性拟合。另一种跟随菲利普斯（Phillips, 1958）的采用幂律拟合的思路则由于通货膨胀率存在大量负值，拟合难以处理或结果不显著，故而放弃。其他未被采用的结果可见：

https://github.com/SirisMeng25/dissertation_of_RUC/blob/2e6215f7a64a6ac89067c43cc645669f09b3d7dd/%E5%AE%9E%E8%AF%81%E5%BC%9A%E8%8F%B2%E5%88%A9%E6%99%AE%E6%96%AF%E6%9B%B2%E7%BA%BF.ipynb。

4.3 假说 2 验证：物价水平与失业率的协整关系

4.3.1 描述性统计

如图 4 所示，如果将我国国家统计局自 2018 年 1 月开始公布的全国城镇调查失业率与消费者物价指数（CPI）共同绘制时间序列图，可以发现在 2018 年 1 月至今的 6 年时间内，二者总体上具有高度的相似性，这为后续分析提供了直觉上的支持。为了进一步了解这两支时间序列数据在形态、走势、波动上的相似性，本文进行了时间趋势分解，并进行了比对。

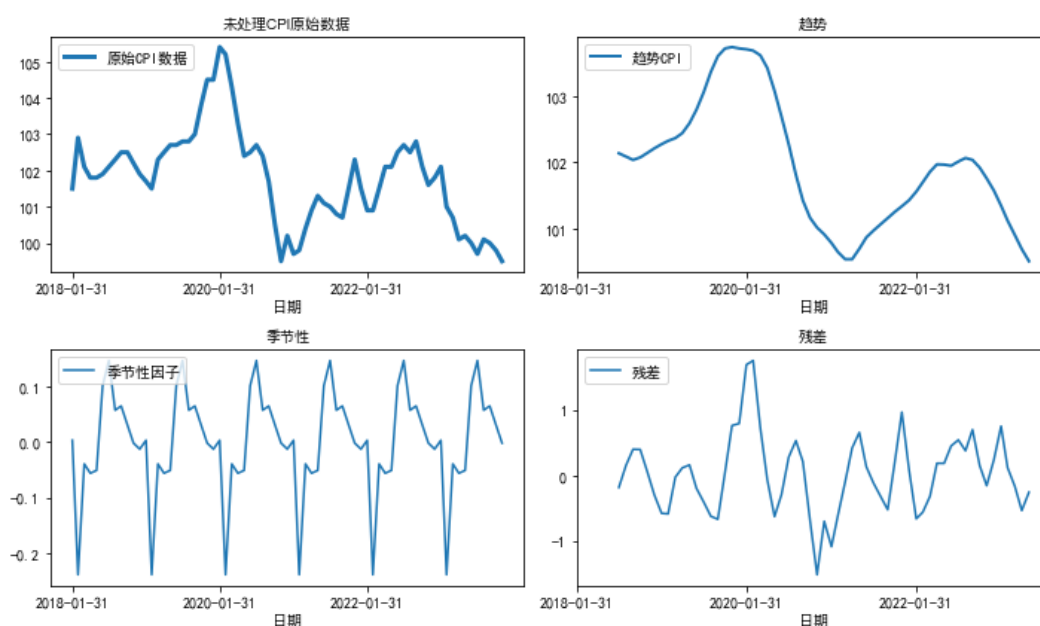


图 7 CPI 时序分解图——总趋势、季节性趋势和残差

上图 7 对 CPI 进行了趋势分解，在总趋势上形成了“两峰”形态，即在 2018 至 2020 年和 2021 年中到 2022 年中的两次大幅上行。下图 5 对全国城镇调查失业率进行了趋势分解，在总趋势上也形成“两峰”形态，且发生时间与 CPI 的高峰非常接近。从这个意义上所，若不考虑季节性趋势或其他外生性冲击，我国 CPI 和城镇调查失业率在 6 年的观测时间内在趋势上具有高度相关性和重合度。这一新发现对我国的宏观政策制定和经济数据交叉比对验证、解读和理解都提供了新思路。

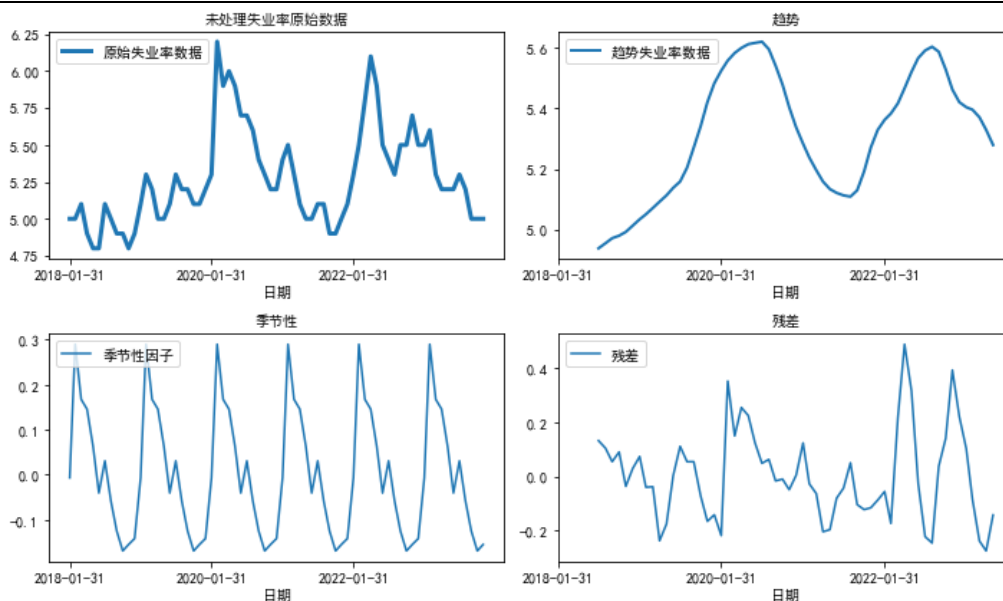


图 8 城镇调查失业率时序分解图——总趋势、季节性趋势和残差

下图 9 将 CPI 和调查失业率的原始图表、趋势分解图表、总趋势图表集中呈现，可以发现原始数据图中，尽管总趋势相对明显，但在大趋势下的下区间内数据也有相对的自主性和独立性；右上子图则将趋势图进行重叠，可以发现形态上、波动发生时间甚至周期长度等方面，CPI 和失业率都具有高度相关度和相似性，而 CPI 相对于失业率则具有某种“领先”性质，即 CPI 先发生变化，引致随后一期的失业率随之调整。这为本文后续分析提供了重要的直觉支持。

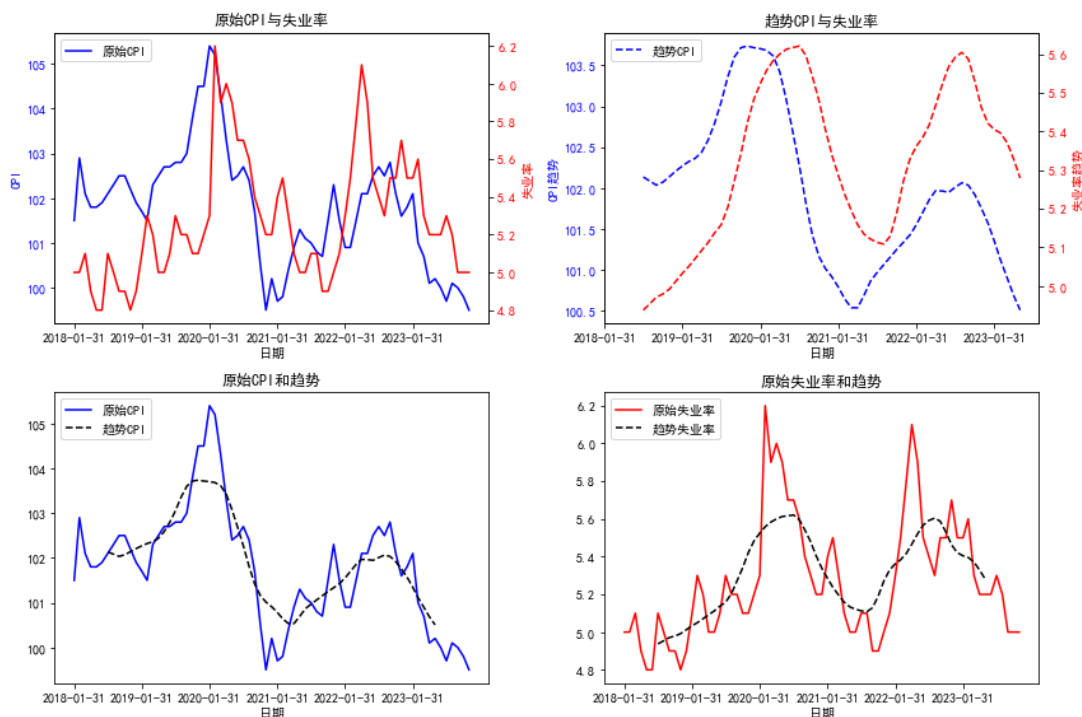


图 9 CPI 和调查失业率时序分解图对比

4.3.2 协整检验

前文在对于假说 1：菲利普斯曲线在中国的验证中，使用了 ADF 单位根检验考察了通货膨胀率和失业率的平稳性，以避免“伪回归”问题。基于类似的理由，由于 CPI 和失业率也为时间序列变量，有必要对二者进行单位根检验以便选择后续对应的实证分析方法。CPI 和失业率，及二者的差分后数据的单位根检验结果如下表 4，可以看出在差分前 CPI 和失业率在 95%显著性水平上都被判定为非平稳时间序列，直接回归或进行其他分析可能产生“伪回归”问题；而差分后数据则在 99%水平上被接受为平稳时间序列。从这个意义上说，差分前的数据适宜进行协整检验。

表 4 CPI、失业率及差分数据 ADF 单位根检验

变量名	观测个数	检验统计量	P 值	显著性水平
消费者价格指数 CPI	71	-0.611	0.869	--
全国城镇调查失业率	71	-2.810	0.0569	90% ^⑮
ΔCPI（CPI 差分数据）	70	-4.286	0.000	99%
ΔU（失业率差分数据）	70	-7.566	0.000	99%

表 5 Johansen 协整检验——迹统计量与临界值

检验命题	迹统计量	10pct 临界值	5pct 临界值	1pct 临界值
r=1	4.107	2.706	3.841	6.635
r=0	18.018	13.429	15.494	19.935

本文首先对 CPI 和失业率数据进行协整检验，Johansen 协整关系存在性检验及结果如上表 5 所示，由 CPI 和失业率数据构成的向量在 95%水平上显著存在一个协整关系，而代表这一关系的协整向量被初步确认为如下形式，并在图 10 中画出其时间序列图：

$$w_t = 0.451 * CPI_t - 3.262 * U_t \dots\dots (6)$$

^⑮ 两次城镇调查失业率单位根检验略微差异的原因分析见脚注 13，此处不再赘述。



图 10 代表 CPI 和城镇调查失业率协整关系的变量 w 时序图

通过 ADF 单位根检验验证协整向量 w 的平稳性，结果如图 11 和表 6，这说明协整向量 w 是平稳时间序列，或者说由 w 确认的我国 CPI 和城镇调查失业率的协整关系是存在的，这一关系由式（6）确认，而协整向量的预期接近 29。这意味着如果对（6）式求期望，能够得到一个关于物价 CPI、城镇调查失业率 U 的带常数项的线性函数，这个函数表明我国物价水平和城镇调查失业率之间存在着一个长期的、稳定的联系。

表 6 协整变量 w 的 ADF 单位根检验

	检验统计量	P 值	显著性判断
协整变量 w	-3.050	0.031	95%水平上认为平稳

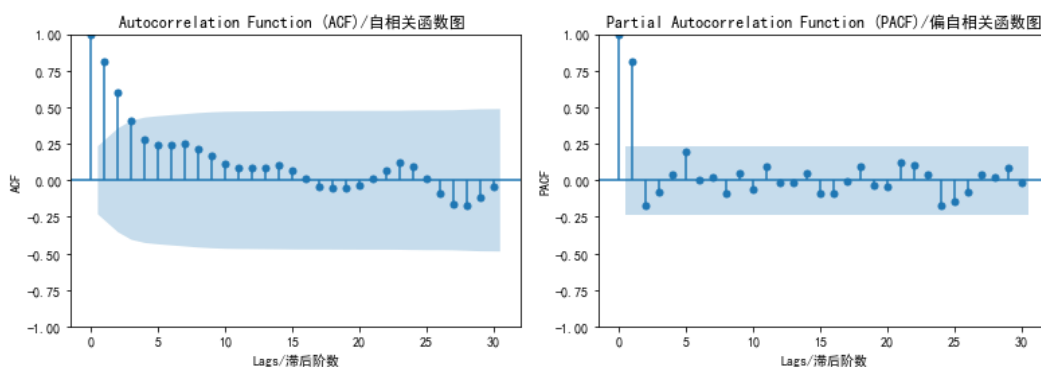


图 11 协整变量 w 自相关函数（ACF）与偏自相关函数（PACF）

4.4 假说 3 验证：失业率的“自稳定”特征

理论上，前文已经展示：基于物价水平与失业率间存在的“双重联系”，我们即可推导出关于失业率的自稳定方程。实证上，前文已经在数据上证明了在我国经济社会中存在该自稳定方程所建立的前提条件，那么在不受到其它重要宏观经济变量的干扰下，失业率的自稳定方程所描述的自稳定机制应该也能得到数据的支持。

下图 12（左）为我国全国城镇调查失业率及其样本与总体标准差的时间序列图。其中时间窗口设置为 12 个月，因此该时间序列从 2019 年开始。可以看出我国全国城镇调查失业率的样本标准差在 2020 年至 2022 年有明显的下行趋势，在 2022 年中到 2023 年底也存在波动下行的趋势，这意味着在这两个时间段我国城镇调查失业率数据本身是趋于平稳的，具有某种“自稳定特征”，而 2022 年初奥密克戎的逐渐扩散造成的企业经营停止、现金流断裂及次生的失业扩大化则作为某种外生冲击，使得失业率再次大幅上行。^{①⑥}比较图 12（右）的仿真模拟结果，可以发现较为明确的模式相似性，这从质性的角度证明了我国失业率“自稳定机制”的存在。

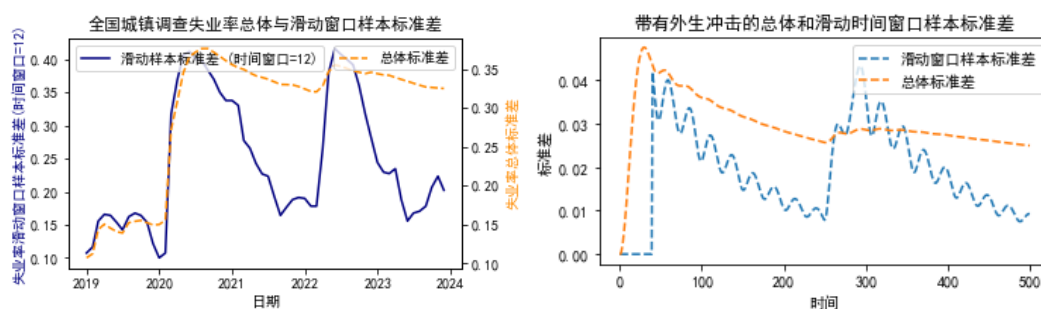


图 12 城镇调查失业率样本和总体标准差图（左）与数值仿真（右）对比

除此之外，在表 7 中，笔者将图 12（左）呈现的失业率样本标准差进行年度拆分，以每一年为单独一组，与前一年组进行样本均值差异 t 检验，以求从统计显著性角度定量说明失业率样本标准差不同年份的组别间均值存在显著差异，即失业率标准差的变化或者说失业率的自稳定机制在统计上是显著成立的。表 7 的结果也从样本均值差异的角度，指出我国城镇调查失业率的样本标准差，在每一年间都存在统计上显著的差异，从而进一步为假说 3 的验证提供了强有力的实证证据。

^{①⑥} https://www.gov.cn/xinwen/2022-01/17/content_5668777.htm。

表 7 城镇调查失业率分年度组别间样本均值差异 t 检验报告

	19-20 组	20-21 组	21-22 组	22-23 组
t 统计量	-8.22	4.59	-3.31	4.33
P 值	0.000	0.000	0.003	0.000
显著性水平	99%水平	99%水平	99%水平	99%水平

4.5 实证结论总述

本实证分析部分利用国家统计局官方发布的消费者物价指数（CPI）和全国城镇调查失业率数据，综合利用微观计量和时间序列分析的方法，证实了自 2018 年 1 月至 2023 年 12 月共 6 年间关于物价水平与失业率联系的两个核心假说：我国存在菲利普斯曲线——物价变动率和失业率间的权衡关系，以及存在 CPI 和城镇调查失业率间正向变动的协整关系；同时验证了一个推论性假说：全国城镇调查失业率存在“自稳定机制”，具体表现为滑动时间窗口样本标准差在特定周期内的稳步下行。前两个核心假说在数学上都是线性方程表达的，具有形式上的简洁美感；而后一个假说中失业率的自稳定迭代方程本质上是非线性的，表明经济运行规律具备一定的复杂性。本部分为丰富学界对我国物价水平和城镇调查失业率间的复杂而全面的经验联系提供借鉴，具有理论和应用价值。

5 结语

失业率的自稳定机制及失业率与消费者物价水平之间的关系对于解释宏观经济波动、理解经济运行机制和推动财政货币政策进一步符合我国经济社会发展要求都具有重要意义。本文深入研究失业率的自稳定机制，探讨物价水平与失业率之间的全面、综合而复杂的关系，为理解失业率运行机制解读、预测和相关宏观经济政策的制定提供辅助性意见。

学界对于物价水平与失业率之间“双重联系”的研究已经较为充分，但我国学界利用统计局官方数据进行整体性综合研究的相关成果则较为稀少。本文立足上述现实和理论原因，利用国家统计局发布的全国城镇调查失业率、消费者物价指数及基于其计算的通货膨胀率，检验了物价水平与我国失业率之间“双重联系”的相关命题，得出结论认为我国存在菲利普斯曲线——物价水平变化率与失业率的权衡关系，以及物价水平和失业率同向运动的协整关系，并且全国城镇调查失业率具备“自稳定特征”，即在特定周期内其滑动窗口样本标准差稳步下行。

本文的主要局限性如下：（1）分析周期较短，结论的长期稳健型存疑。由于各种历史和发展阶段原因，我国系统性公布城市调查失业率的起步时间较晚，因此本文分析所覆盖的时间周期较短，分析结论可能具有一定的历史局限性。（2）由于研究问题所限，本文正文部分分析并未深入讨论在 2018 年初至今的 6 年时间里，我国城镇调查失业率和 CPI 间协整发生的因果性分析，以及失业率稳定机制的其他意义。但在附录中笔者对这一问题进行了讨论，感兴趣的读者可以自行阅读。

政策建议方面，笔者基于本文的研究结论提出以下建议：（1）持续关注我国 CPI 与城镇调查失业率的协整关系，并与国际和历史上的不同国家、不同时期进行比较研究，为检测或预测可能的经济波动进行准备、提出预案；（2）进一步丰富关于失业率的相关讨论和指标设定，丰富完善指标设定和调查的科学性，为我国政策制定提供良好的理论和数据支撑；（3）在经济下行动荡期间，减少不必要的市场恐慌，出台“安慰剂措施”，在减少经济踩踏式崩盘的基础上尊重市场运行规律，冷静看待经济冷淡期。

作者签名：_____

参考文献

- [1] Chowdhury, M., & Hossain, M. T. (2014). Determinants of unemployment in Bangladesh: A case study. *Developing Country Studies*, 4(3).
- [2] Hossain, M. S., & Mitra, R. (2017). The determinants of price inflation in the United States: a multivariate dynamic cointegration and causal analysis. *The Journal of Developing Areas*, 51(1), 153-175.
- [3] Pascual, K. C. A., Dionisio, C. P., & Capulla, R. (2020). The relationship of real Gross Domestic Product (GDP), inflation, and unemployment in the Philippines (1970-2011). *International Journal of Research*, 9(2), 81-102.
- [4] Pillay, S. (2013). The link between unemployment and inflation using Johansen's co-integration approach and vector error correction modelling. *order*, 1(1).
- [5] Rouksar-Dussoyea, B., Ming-Kang, H., Rajeswari, R., & Yin-Fah, B. (2017). Economic crisis in Europe: Panel analysis of inflation, unemployment and Gross Domestic Product growth rates. *International journal of economics and finance*, 9(10), 145-154.
- [6] Sahoo, M., & Sahoo, J. (2019). The relationship between unemployment and some macroeconomic variables: Empirical evidence from India. *Theoretical & Applied Economics*, 26(1).
- [7] Tobin, J. (1995). Inflation and unemployment. *Essential readings in economics*, 232-254.
- [8] Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of political economy*, 85(3), 451-472.
- [9] Israel, K. F. (2015, February). Reconsidering the long-run relationship between inflation and unemployment. In *Austrian Student Conference* (pp. 1-31).
- [10] Ho, S. Y., & Iyke, B. N. (2019). Unemployment and inflation: Evidence of a nonlinear Phillips curve in the Eurozone. *The Journal of Developing Areas*, 53(4), 151-164.
- [11] Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957. *economica*, 25(100), 283-299.
- [12] 陈建宝, 乔宁宁.中国菲利普斯曲线的非线性特征分析[J].统计研究,2013,(1): 79-86
- [13] 陈学彬.对我国经济运行中的菲利普斯曲线关系和通胀预期的实证分析[J].财经研究,1996,(8): 3-8,64
- [14] 陈彦斌.中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究[J].经济研究,2008,第 43 卷(12): 50-64
- [15] 丁慧, 范从来.中国菲利普斯曲线扁平化了吗: 基于广义价格指数的实证研究[J].经济学家,2015,(1): 19-29
- [16] 耿强, 李群, 张永杰.新凯恩斯框架下中国通货膨胀动态变化及货币政策分析[J].审计与经济研究,2011,(3): 92-99
- [17] 耿强, 付文林, 刘荃.全球化、菲利普斯曲线平坦化及其政策含义——中国数据的实证分析[J].学海,2011,(2): 115-120
- [18] 郭凯; 艾洪德; 郑重.通胀惯性、混合菲利普斯曲线与中国通胀动态特征[J].国际金融研

究,2013,(2): 74-84

[19] 何启志, 姚梦雨.中国通胀预期测度及时变系数的菲利普斯曲线[J].管理世界,2017,(5): 66-78

[20] 胡乃武, 孙稳存.中国总供给曲线性质的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2003,(12): 113-116

[21] 黄桂田, 赵留彦.供给冲击、需求冲击与经济周期效应: 基于中国数据的实证分析[J].金融研究,2010,(6): 1-16

[22] 纪尚伯.中国菲利普斯曲线的动态变化研究[J].统计与决策,2012,(14): 122-126

[23] 刘树成.论中国的菲利普斯曲线[J].管理世界,1997,(6): 21-33

[24] 黎德福.二元经济条件下中国的菲利普斯曲线和奥肯法则[J].世界经济,2005,第 28 卷(8): 51-59

[25] 钱宥妮.菲利普斯曲线在中国经济中的实证研究——基于产出缺口的分析[J].财经研究,2005,(6): 60-67

[26] 渠慎宁, 江贤武.中国的经济增长与通货膨胀: 基于产出缺口的实证解释[J].经济学动态,2010,(7): 42-48

[27] 孙燕.我国产出缺口与通胀菲利普斯曲线形态的研究: 基于 LSTVAR 模型的实证分析[J].上海经济研究,2012,(1): 10-18, 61

[28] 田凤平, 周先波, 杨科.基于面板数据的中国菲利普斯曲线的非参数估计及分析[J].数理统计与管理,2014,(5): 810-820

[29] 王宏涛.1979~2007 年中国的菲利普斯曲线与通货膨胀模型的估计[J].统计与决策,2009,(14): 96-99

[30] 王煜.中国的产出缺口与通货膨胀[J].数量经济技术经济研究,2005,(1): 58-64

[31] 伍戈, 刘琨.中国通胀与产出的动态研究: 基于时变性的菲利普斯曲线[J].财贸经济,2014,(10): 61-72, 104

[32] 谢璐.中国菲利普斯曲线的理论分析和实证研究[J].华东经济管理,2004,(4): 37-41

[33] 徐秋慧, 李秀玉.菲利普斯曲线研究的最新进展[J].中央财经大学学报,2008,(4): 51-57

[34] 杨小军.中国新凯恩斯主义菲利普斯曲线的经验研究[J].统计研究,2011,(2): 13-18

[35] 赵博, 雍家胜.菲利普斯曲线研究在中国的实证分析[J].管理世界,2004,(9): 137-138, 147

[36] 赵伟, 萧月华, 王宇雯.探求我国菲利普斯曲线失灵之谜——对改革开放以来我国菲利普斯曲线的实证分析[J].现代经济探讨,2007,(9): 58-62

[37] 郑挺国, 王霞, 苏娜.通货膨胀实时预测及菲利普斯曲线的适用性[J].经济研究,2012,(3): 88-101

[38] 程永波, 范恺峰, 陈洪转, 沈洋.江苏失业与物价水平权衡关系的实证研究[J].华东经济管理,2014,第 28 卷(1): 7-11

附录

附录 1 数据稳健性：以全国城镇调查失业率为例	26
附录 2 “成本效应”的理论阐释及其检验	26
附录 3 “双重联系”的竞争性解释：引入央行货币政策	30

附录 1 数据稳健性：以全国城镇调查失业率为例

学界对我国国家统计局发布的官方数据的质疑早已有之（如 Martinez, 2022）^⑰，笔者在此提供一条由第三方应用发布的非官方数据加以佐证。智联招聘是我国一家招聘网站，在我国招聘网站领域仅次于前程无忧。智联招聘在 2018 年初至 2021 年中的这一段时期发布过该平台的月度活跃用户数，而在此之后数据停止公布。该时期与本文选取的全国城镇调查失业率有一段重合期间，展示如下图 13，其中红线代表全国城镇调查失业率，蓝线代表智联招聘发布的平台月度活跃用户人数。在重叠的时间周期上，二者基本同向变动，这意味着每当劳动力市场不景气时，大量的待就业劳动力选择通过第三方平台寻找可能的工作机会，或者劳动力市场萧条情绪通过媒体报道等方式传递焦虑至在岗员工，员工活跃于第三方招聘平台以作后备打算。从这个意义上说，我国国家统计局发布的全国城镇调查失业率具有较高的可信度和真实性。



图 13 全国城镇调查失业率与智联招聘月活用户数的时间序列图

^⑰ Martinez, Luis R. "How much should we trust the dictator's GDP growth estimates?." *Journal of Political Economy* 130.10 (2022): 2731-2769.

附录 2 “成本效应”的理论阐释及其检验

在正文部分，笔者提到形成物价水平和失业率水平同向协整联系的渠道之一可能是“成本效应”——当价格水平上升时，部分企业率先受到原料成本上涨的冲击，因此选择收缩企业运营或投资规模，从而降低对劳动力要素的派生需求，造成劳动力市场紧张，抬高失业率水平。事实上，由于价格黏性和市场产业链分层结构的存在，这种“成本效应”并不会立刻传递给所有企业厂商，而是有先后顺序地实现传递，或者说市场主体在价格水平上涨前，采取的经营决策改变并不同质。其中一种可能性为：以核心能源等大宗商品价格上涨带动的基本消费品价格上涨，最先影响到以相关产品为直接原料的企业，这些企业会率先进行经营调整，而由于价格黏性的存在，这种原料价格上涨并不会立刻传递给产业链下游企业，而产业链下游企业可能受到“菲利普斯曲线”效应的影响，基于非完全信息和理性预期原理扩大生产。从这个意义上说，价格水平对失业率的影响才得以同时发生——这种双重的效应在同一时间发生在不同类型的市场主体之上。

问题是“成本效应”这一说法成立吗？笔者认为需要强调的是，这一机制并非本文着力讨论的核心，只是为物价水平和失业率水平同向联系提供的一种符合经济理论的可能解释或可行机制。同理，此部分并非为该论述提供一套完美的实证检验，仅为读者提供一个直观的经验材料，对该机制的严格实证检验留待日后完成。

首先笔者提供了消费者价格指数（CPI）和大宗商品价格指数（CCPI）的时间序列图，^⑱如下图 14，左侧子图为 2018 年初到 2020 年 3 月份新冠疫情伊始；右侧子图为 2020 年 10 月至 2023 年底，即新冠疫情造成的客观形势和主观情绪逐渐常态化后，消费者价格指数和大宗商品价格指数的时间序列图。读者可以看出，二者之间存在显著的同趋势变动的动态，从基本的投入产出关系角度来看，大宗商品价格水平通过运输物流成本上涨传递到消费者价格的可能性更大，大宗商品价格指数（CCPI）上涨抬高消费者价格指数（CPI）上涨的可能性更高。

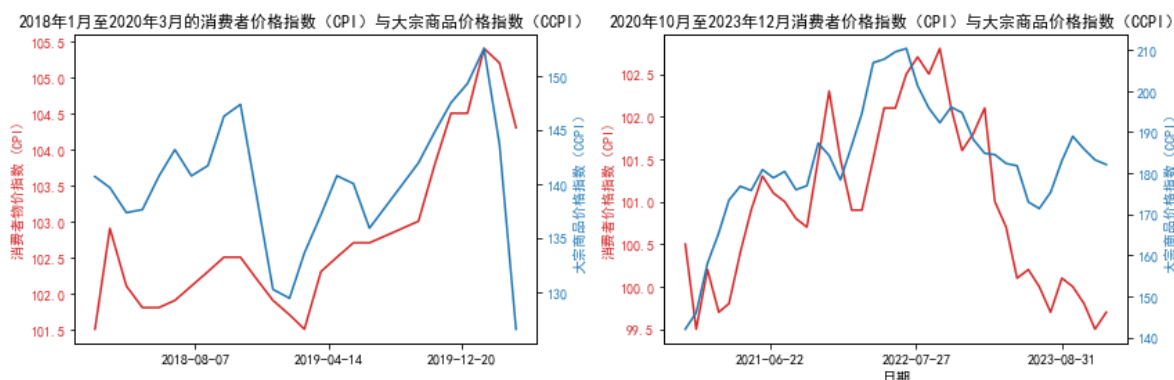


图 14 消费者价格指数和大宗商品价格指数的分段时间序列图

若大宗商品价格上涨抬高了消费者物价上涨，那么物价上涨是否通过“成本效应”影响了企

^⑱ <https://cif.mofcom.gov.cn/cif/html/indexCenter/index.html?35358>。

业运营投资绩效，从而影响企业劳动力需求决策呢？下图 15 给出了规模以上工业企业利润总额和规模以上私营工业企业工业增加值，和消费者价格指数的时间序列图。需要注意的是，前两个经济指标在本文所考察的时间区间内有部分缺失，包括每年春节期间的常规性缺失，以及 2022 年 7 月底至 2023 年 2 月初的特殊性缺失。存在缺失值的月份不在下图的呈现范围之内。

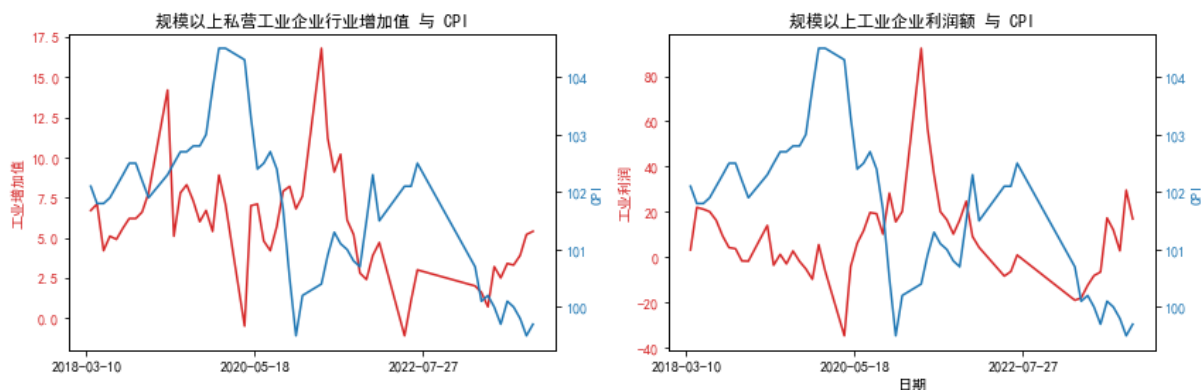


图 15 规模以上工业企业利润与工业增加值，和 CPI 的时间序列图（剔除空白值）

上图 15 已经可以基本看出，企业利润和企业工业增加值与 CPI 指数存在反向变动的趋势。为了更明确地看出这一关系，在下图 16 中笔者将企业利润和企业工业增加值都处理为相反数，更为直观地展现消费者物价指数上涨和企业利润及工业增加值之间反向变动的客观规律。企业利润或工业增加值的下行，从经济理论上不存在作为消费者物价指数上涨的原因的理由；而反之则符合经济理论。上述图像背后的事实为“成本效应”的存在提供了基本的经验证据——以大宗能源价格上涨为根本因素的消费者物价指数上涨，通过抬高工业企业成本的方式抑制了企业的扩张性运营投资决策，抑制了劳动力需求的提高，从而推动全国调查失业率的上行。

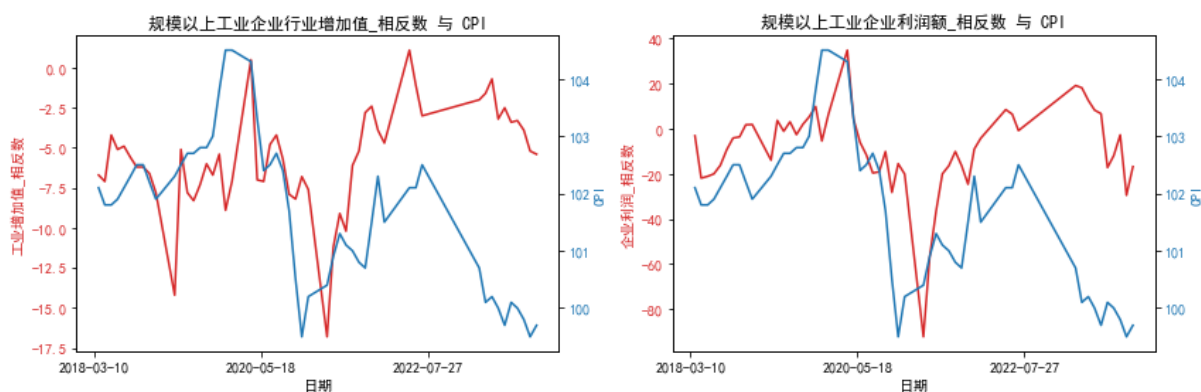


图 16 规模以上工业企业利润与工业增加值的相反数和 CPI 的时序图（剔除空白值）

更为严格地，我们可以使用时间序列分析中的向量自回归模型（VAR）与脉冲响应函数（Impulse Response Function），来对“成本效应”进行较为严格的检验。正文部分表 4 对完整的 CPI 与城镇调查失业率数据，及其差分后数据进行了单位根检验，指出未差分处理的数据在 95%置信水平上为非平稳时间序列，差分后的在 99%置信水平上为平稳时间序列数据。图 17 展示了差分后的 CPI 和失业率数据，可以看出明显的平稳时间序列特征。

CPI和城镇调查失业率：差分后数据

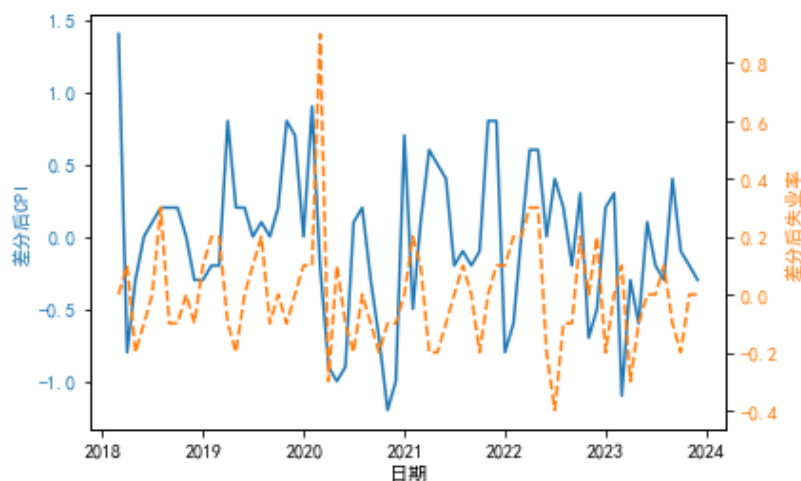


图 17 CPI 和全国城镇调查失业率差分处理

我们对差分后数据进行向量自回归模型构建，得到如下结果：

$$\begin{bmatrix} \Delta CPI_t \\ \Delta U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.044 \\ (0.060) \\ 0.002 \\ (0.022) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.225^{***} & -0.179 \\ (0.113) & (0.319) \\ 0.075^{**} & 0.081 \\ (0.042) & (0.120) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \Delta CPI_{t-1} \\ \Delta U_{t-1} \end{bmatrix} + a_t,$$

其中随机冲击 a_t 的协方差矩阵 $\Sigma a = \begin{bmatrix} 1 & -0.59 \\ -0.59 & 1 \end{bmatrix}$ 。

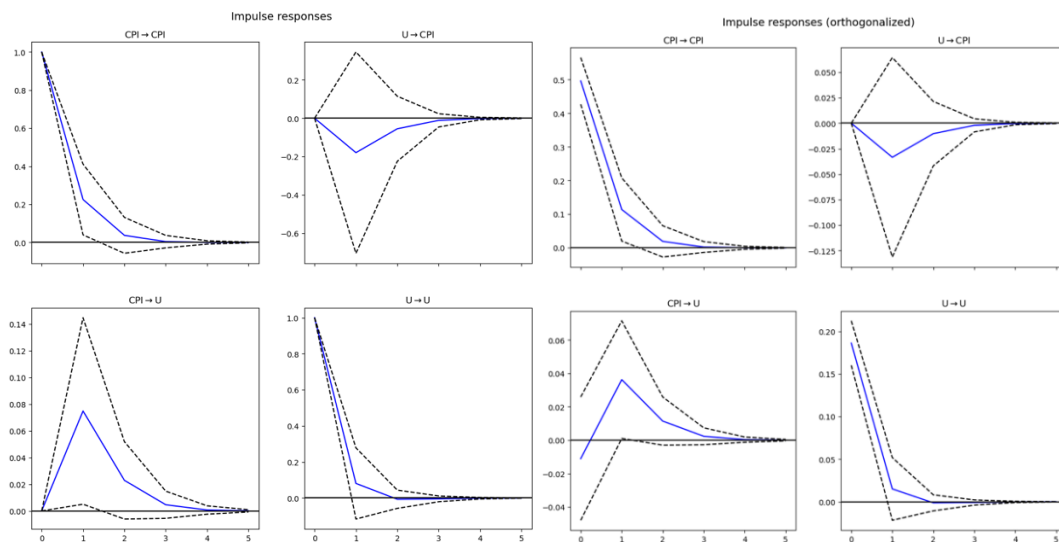


图 18 差分后 CPI 与差分后失业率间脉冲响应函数分析（左未正交化；右正交化）

图 18 对该模型进行脉冲响应函数分析，发现除了 CPI 指标对指标本身的跨期冲击影响外，只有差分 CPI 对差分失业率数据的冲击效应是在 90%置信水平上显著的（不论是否对脉冲响应分析进行正交化）。这意味着在 90%置信水平意义上，平均每次 CPI 变化量的调整，会对失业率变化量的调整造成显著的正向影响，或者说 CPI 变化量增加一单位标准差，就会造成失业率变化量的上调，也就是失业率上行的速度提升。总的来说，本部分进行的向量自回归模型和脉冲响

应函数的分析为“成本效应”提供了一定的经验支撑。

附录 3 “双重联系”的竞争性解释：引入央行货币政策

截止目前，本文所讨论的物价水平对经济生产以及由此派生的劳动需求和失业率数据的联系，都考虑在一个要素自由流动、市场机制充分运行的经济环境中发生，而忽略了“有为政府”或“看得见的手”的影响。如果将政府决策考虑进来，上述对于物价水平和失业率数据协整联系的生成机制的分析，将会从“成本效应”转移到政府提供的“货币刺激”效应。一个基本的理论框架和分析思路如下：

1. 由于中美贸易摩擦和新冠疫情冲击等带来的经济环境恶化，企业运转投资遭遇困难，劳动需求下行，失业率显著上升。

2. “有为政府”通过货币和财政工具释放流动性为企业纾困松绑，缓解现金流压力，大量增量流动性通过企业偿还货款、发放工资等运营投资活动流转至终端商品或房地产，直接或间接推动大宗商品物价水平和消费者物价水平上涨。

3. 大量流动性释放缓解了企业经营压力，推动失业率稳定下行；同时推动通货膨胀上涨。

上述逻辑符合经济直觉和我国现实，指出经济下行压力和政府应对措施造成了内生性，从而失业率与通货膨胀和物价指数的涨跌形成数据上的共时性联系。其逻辑图示如下图 19，与正文第三部分理论分析的第二节提到的标准解释进行对比——标准解释假设了不考虑政府财政货币手段的影响，在理想市场环境中，由于经济结构上下游差异以及价格黏性的存在，不同经济生态位上的市场主体对价格变化感受存在“温差”，从而形成了价格水平对失业率“双重联系”。

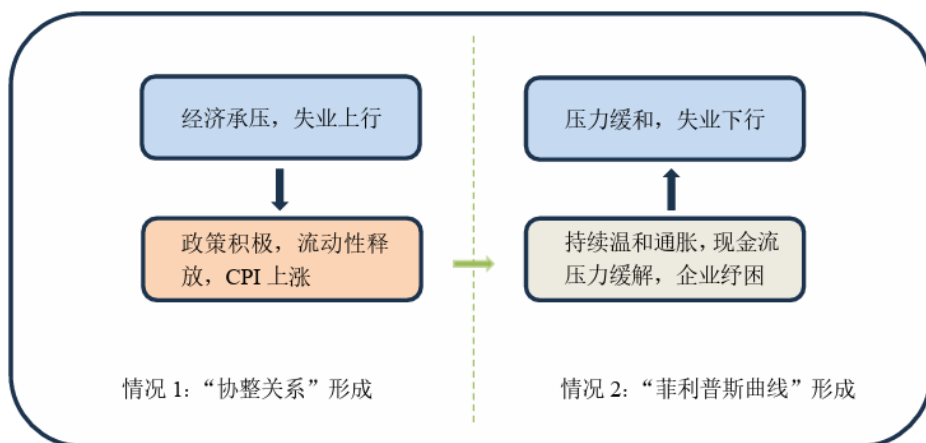


图 19 引入财政货币政策的“双重联系”机制解释

对于物价水平和失业率间联系的因果分析并非本文的研究中心，其结论也并不影响正文中的实证结论和研究结果。仅出于研究完整性考虑，本文提供了相应的研究结果，具体可见本文的数据与代码公开。^{①⑨}

^{①⑨}

https://github.com/SirisMeng25/dissertation_of_RUC/blob/main/%E5%AE%9E%E8%AF%813%EF%BC%9A%E9%99%84%E5%BD

总的来说，如果将逆回购利率、逆回购额作为央行采用公开市场操作投放流动性的直接代理指标，以及将 R007（7 天回购利率）作为流动性的间接代理指标，并按照正文中提到的 VAR 和脉冲响应函数分析思路进行考察，那么这种认为 CPI 上涨和央行货币政策投放流动性有因果关系的假说，并未得到数据的支撑。

尽管如此，笔者仍然认为本部分对“双重联系”的拓展性研究有较大意义，为理论上提供了一种竞争性的解释，丰富了我们对于物价水平与失业率联系可能性的认识。事实上，由于时间序列分析工具的“强预测、弱因果”特征，宏观问题和分析工具的特殊性决定了我们对于实证结果稳健性理解的灵活与伸缩，这为理论上的多元化提供了可能。在代理变量的选择上，由于存款准备金率、再贴现利率等数据的频次较少、完整度较低，本文选择逆回购利率和逆回购额作为代理变量差强人意。对于这一问题有兴趣的读者可以自行进行检验并深入研究。

致谢

本人在此诚挚感谢党和政府，以及中国人民大学经济学院提供的优质教学资源与师资力量，这为本人本科阶段的成长提供了充足养料。本人尤其感谢本科阶段班主任齐昊老师以及辅导员白天鹏师兄，二位在我本科生活、学习和成长的过程中提供了诸多的建议和帮助，使得我能够顺利度过本科时期，并有机会继续在人民大学经济学院学习。

本论文的完成离不开导师陈伟凯老师的帮助。他设身处地为我提供了宝贵的修改意见，因为有陈老师的体谅和帮助，本论文才能够完整而严谨。陈老师也在其他课程和项目上为我提供了重要的智力支持，这将会是我一生宝贵的财富。

本人感谢人民大学国际交流中心和爱丁堡大学提供的交流机会。在爱丁堡大学经济学院的学习让我接触到诸多前沿经济学理论，也接触到了不一样的环境、朋友和生活，这为我个人成长和发展提供了重要经验支持。

感谢我的家庭为我提供了重要的物质和情感支持。我每每遇到挫折和困境，总是会想到你们对我的无条件支持。家庭是我永远的港湾，也是我最坚硬的铠甲。