

宏观经济统计分析与写作

电子附录

主编：郝枫

副主编：赵慧卿 张圆

 中国统计出版社
China Statistics Press

第二章 国民经济存量统计分析

第五节 国民财富结构与演进模式

最后，根据对中国国民财富和分类资本估算结果，探讨国民财富结构及演进模式。

一、思路方法与估算结果

（一）思路方法选择

借鉴两大国际机构做法，本书采用“自下而上-自上而下”方法，但对人力资本做直接估计。这一选择有两点考虑：其一，由于直接估计人力资本，作为余值的部分占国民财富比重不会太大，避免对后续分析带来严重不良影响；其二，即使直接估计三类主要资本类型，仍有社会资本等影响社会福利重要财富类型被排斥在外，因此余值仍有存在必要。如果仅将直接估计的资本价值相加视为国民财富，国民财富的广义视角必然受到限制。

至于分类资本估算：物质资本 K 采用 PIM 估算；人力资本 H 分别采用三类方法估算，但仅将收入法 H 估算结果用于国民财富结构分析；自然资本采用 NPV 法，但受我国数据制约在估算中做特定简化处理；社会资本 S 用余值法得到。需要说明，两大国际机构着眼于国民财富的国际比较，参数设定上对各国采用统一取值。对我国各省区国民财富及构成进行比较分析时，不应直接照搬两大机构所用参数，要根据中国国情确定参数并充分考虑省际差异，并结合实际对估算公式进行调整。

（二）估算结果概览

1. 国民财富

图 2-3 绘制出我国 1978-2017 年国民财富（2000 年价格）估算结果。无论直接估计全国 W ，还是将各省 W 加总，考察期内我国国民财富均呈指数增长趋势。各省 W 也普遍呈上升趋势，篇幅所限不做详细讨论^①。

结果显示：1978 年以来，我国国民财富年均增速为 10.9%；国民财富增速与经济增长率变化趋势大体一致。伴随改革时期的持续快速经济增长，我国也实现了持续高速的国民财富积累，并对未来经济发展提供了坚实基础。

^① 本节的国民财富和分类资本主要估算结果可见郝枫（2021），估算方法细节和深入分析可参考郝枫（2022）。

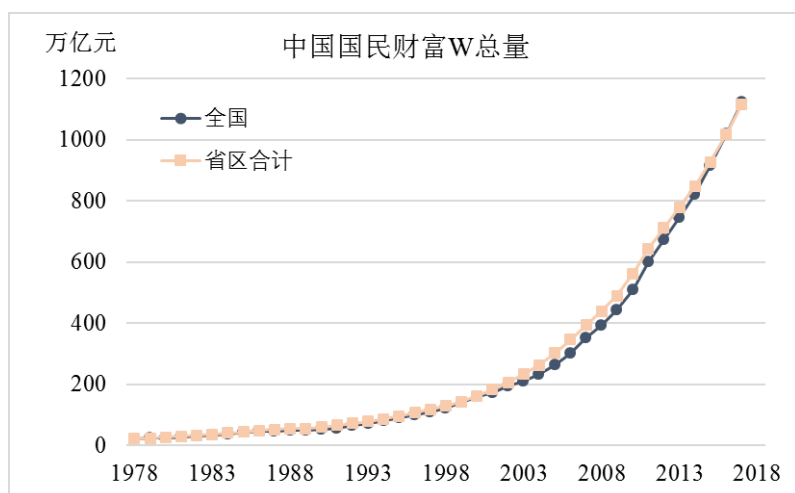


图 2-3 中国国民财富总量变化趋势

2. 物质资本

表 2-3 代表年份中国资本存量估算结果（万亿元）

| 年份 | 现价 K | | 2000 年价 K | |
|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 全国 | 省区合计 | 全国 | 省区合计 |
| 1960 | 0.28 | 0.26 | 0.98 | 1.11 |
| 1970 | 0.39 | 0.33 | 1.42 | 1.34 |
| 1980 | 0.95 | 0.75 | 3.15 | 2.50 |
| 1990 | 3.77 | 3.42 | 7.47 | 6.39 |
| 2000 | 21.25 | 20.40 | 21.25 | 20.40 |
| 2010 | 94.18 | 109.94 | 71.91 | 80.99 |

为提高改革开放以来物质资本 K 估算结果的可靠性，将基准年份选在 1952 年，估算 1952-2017 年全国和各省区 K 数据（2000 年价格）。表 2-3 给出若干节点年份的估算结果，无论是直接估算的全国 K 还是各省区 K 合计，都呈快速上升趋势。尤其是 20 世纪 90 年代以来，我国 K 的增速明显超过经济增长率。

3. 人力资本

表 2-4 代表年份中国人力资本估算结果（万亿元）

| 年份 | 现价 H | | 2000 年价 H | |
|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | 全国 | 省区合计 | 全国 | 省区合计 |
| 1980 | 2.38 | 2.32 | 9.42 | 9.77 |
| 1985 | 4.95 | 4.86 | 16.39 | 17.10 |
| 1990 | 10.88 | 10.73 | 21.81 | 22.42 |
| 1995 | 33.35 | 33.43 | 36.46 | 36.61 |
| 2000 | 56.79 | 57.12 | 56.79 | 57.12 |
| 2005 | 105.60 | 106.92 | 98.76 | 100.18 |
| 2010 | 253.24 | 255.20 | 204.91 | 207.49 |
| 2015 | 483.03 | 482.01 | 340.24 | 341.20 |

表 2-4 给出利用收入法估算的特定年份人力资本存量（2000 年价格），直接估算的全国 H 与各省区 H 合计的差异很小，都呈快速上升趋势。

进一步比较三类方法之下全国人力资本的变化趋势。为消除量纲不同的影响，将其均转换为 2000 年为 100 的定基指数（成本法与收入法结果，均基于可比价数据计算）。

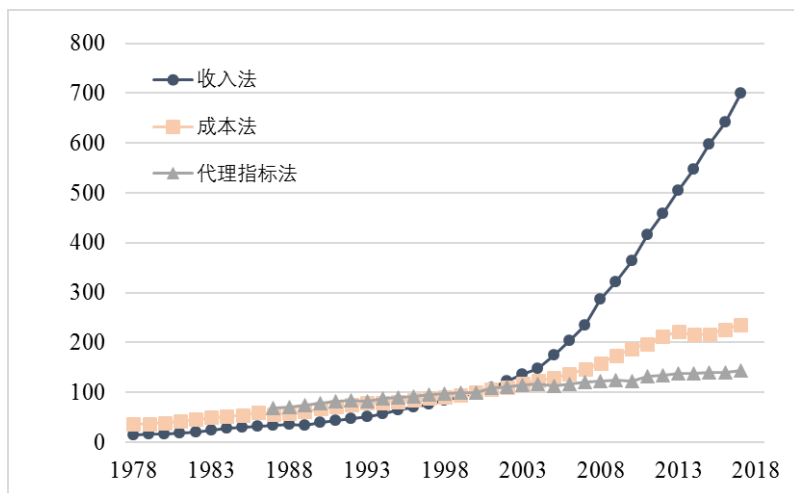


图 2-4 三种方法下人力资本变化趋势比较

图 2-4 显示：代理指标法之下，以教育年限总量测度的人力资本变化最为缓慢；收入法测度的人力资本变化幅度最大；成本法估算结果介于中间。改革开放以来我国经历了快速的人力资本积累，教育年限对此反映迟钝，收入法对这一趋势的捕捉最为充分。

4. 自然资本

全国自然资本总量有两种估算方法，一是直接利用全国自然资源租金估算，二是将各省区自然资本估算结果加总。对若干代表年份我国自然资本总量，表 2-5 分别给出现价与 2000 年价格的估算结果。其显示：省区合计结果与直接计算的全国自然资本 N 存在一定差异，且可比价结果差异更大。

表 2-5 代表年份中国自然资本估算结果（万亿元）

| 年份 | 现价 N | | 2000 年价 N | |
|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | 全国 | 省区合计 | 全国 | 省区合计 |
| 1980 | 1.31 | 1.27 | 4.35 | 3.88 |
| 1985 | 1.74 | 1.69 | 4.85 | 4.35 |
| 1990 | 3.48 | 3.37 | 6.85 | 5.88 |
| 1995 | 7.12 | 6.95 | 7.69 | 7.31 |
| 2000 | 9.70 | 9.41 | 9.70 | 9.41 |
| 2005 | 21.64 | 20.75 | 18.51 | 18.02 |
| 2010 | 52.69 | 50.28 | 34.92 | 35.83 |
| 2015 | 47.46 | 46.18 | 27.19 | 31.81 |

表 2-6 给出考察期起止年份各类自然资源价值所占比重，及其时期平均值。

| 表 2-6 全国自然资本结构：起止年份与时期平均 | | | | | | | | | |
|--------------------------|-------|-------|------|-------|-------|------|-------|-------|-------|
| 时期 | 煤炭 | 石油 | 天然气 | 矿产 | 不可再生 | 森林 | 耕地 | 牧草地 | 可再生 |
| 1978 | 12.3% | 24.8% | 0.5% | 1.1% | 38.8% | 7.1% | 48.9% | 5.3% | 61.2% |
| 2017 | 9.5% | 5.2% | 1.8% | 8.0% | 24.5% | 2.1% | 63.2% | 10.3% | 75.5% |
| 平均 | 13.9% | 12.2% | 1.2% | 11.6% | 38.9% | 2.3% | 51.0% | 7.8% | 61.1% |

结果显示：（1）我国自然资本以可再生资源为主，考察期平均占比超过 60%，2017 年超过 75%，不可再生资源所占比重呈下降趋势；（2）不可再生资源中，化石能源所占比重明显下降，尤其是石油比重下降明显，天然气比重略有上升，矿产资源比重则有明显提高；（3）可再生资源中，森林资源比重有较明显下降，耕地和牧草地资源比重有所上升。

二、财富结构及演进模式

（一）国民财富结构

1. 基本特征

利用国民财富和分类资本估算数据，可以计算考察期内各类资本占国民财富比重。具体计算中，采用全国（而非省区加总）数据，且分子分母均使用现价数据。

考察期内，我国国民财富结构的基本特征与变化趋势见图 2-5。（1）自然资本占国民财富的比重明显下降，由最初 20%左右降至 5%以下，2004-2011 年由于自然资源价格上升导致占比有所提升，但无法扭转其长期下降的趋势。（2）物质资本比重保持稳定，考察期内始终保持在 15%至 20%之间。（3）人力资本在国民财富中有最高比重，整个考察期内所占比重平均为 40%左右，但存在较明显的波动；（4）作为余值推算的社会资本，整个考察期内同样具有较高比重（约 30%），且自 21 世纪以来经历剧烈变化。

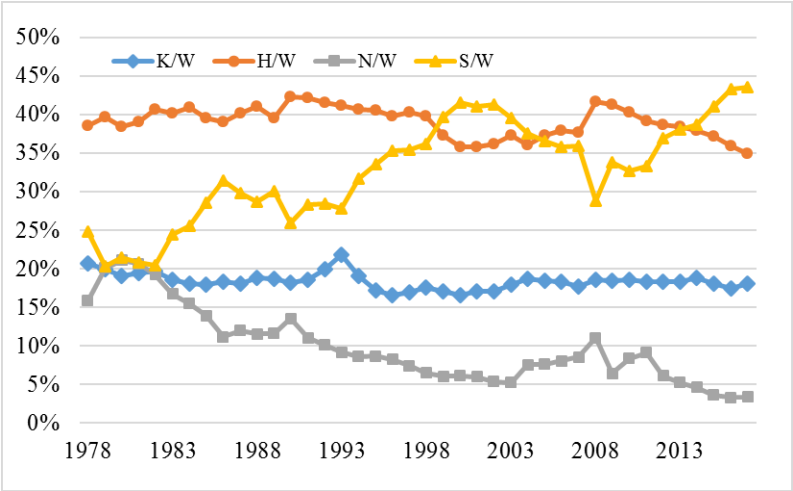


图 2-5 中国各类资本占国民财富比重变化趋势

自然资本在国民财富中相对重要性的下降，不仅源于不可再生资源开采造成的储量减少，更由其他资本快速积累所致。物质资本在国民财富中所占比重不大、但相当稳定，人力资本在国民财富中至关重要。社会资本在国民财富中的重要性呈上升趋势，如完全基于自下而上方法估算国民财富，这一重要资本类型的贡献将被遗漏。

2. 文献比较

世界银行和联合国出版的多册国民财富报告，在跨国比较视角下测算了我国国民财富与分类资本价值。据此，可计算其对我国各类资本占国民财富比重的估算结果。

表 2-7 特定年份中国国民财富结构：与世界银行报告比较

| 资本类型 | 世界银行 | | | 本书 | | |
|-------------|---------------|---------------|---------------|--------------|--------------|--------------|
| | 2000 | 2005 | 2014 | 2000 | 2005 | 2014 |
| 地下资产 | 5.44% | 4.18% | 4.21% | 1.58% | 3.69% | 1.53% |
| 森林 | 1.44% | 1.43% | 0.51% | 0.15% | 0.11% | 0.10% |
| 保护区 | 0.29% | 0.56% | 0.79% | — | — | — |
| 耕地 | 14.96% | 13.00% | 6.56% | 3.97% | 3.41% | 2.54% |
| 牧场 | 1.56% | 1.69% | 1.93% | 0.41% | 0.44% | 0.43% |
| N | 23.68% | 20.86% | 13.99% | 6.1% | 7.6% | 4.6% |
| K | 31.49% | 31.28% | 26.41% | 16.6% | 18.5% | 18.8% |
| 无形资本 | 44.83% | 47.86% | 59.60% | 77.3% | 73.9% | 76.6% |
| H | | | 58.58% | 35.8% | 37.3% | 38.0% |
| S | | | | 41.5% | 36.5% | 38.6% |

注：世界银行估算结果中，2005 年和 2014 年无形资产中包含净金融资本、但数值很小。

根据世界银行报告，表 2-7 给出 2000 年、2005 年和 2014 年我国国民财富结构的估算结果。世界银行估算结果与本书大同小异：自然资本比重最低且明显下降、无形资产比重最高，物质资本比重居中且相对稳定；但本书估算结果下，自然资本和物质资本比重更低、无形资产比重更高。

表 2-8 特定年份中国国民财富结构：与联合国报告比较

| | | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2014 |
|-----|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 联合国 | K | 4.50% | 6.26% | 9.26% | 14.09% | 21.93% | 29.87% |
| | H | 67.55% | 68.82% | 68.76% | 67.02% | 62.39% | 57.04% |
| | N | 27.95% | 24.92% | 21.98% | 18.89% | 15.68% | 13.08% |
| 本书 | K | 24.57% | 25.91% | 28.38% | 29.13% | 27.63% | 30.62% |
| | H | 57.16% | 61.06% | 61.18% | 58.82% | 59.91% | 61.88% |
| | N | 18.28% | 13.03% | 10.45% | 12.05% | 12.47% | 7.50% |

注：为便于与联合国报告结果比较，本表结果改以 $(K+H+N)$ 为分母计算国民财富结构。

根据联合国 2018 年报告给出的代表年份国民财富估算结果，计算各类资本存量比重。

表 2-8 显示：联合国报告计算的自然资本比重更高，但其持续下降趋势与本书一致；联合国结果显示我国物质资本比重迅速上升（由不足 5% 提升到 30%），本书结果的上升态势相对平缓（由 25% 提高到 30%），尽管我国确实经历了快速固定资本积累，但联合国报告的过快增长仍令人难以置信；两项结果均显示人力资本占比最高（60% 上下），但联合国报告表明其明显下降，本书结果则表明其比重基本稳定。

本书与两大国际组织对我国国民财富结构的判断既有相同之处，也有若干差异。单纯比较计算结果，无法判别研究优劣。相比世界银行与联合国报告为便于开展国际比较而对各国采用统一参数，本书根据国情确定参数取值对反映中国情况更具优势。

（二）演进模式分析

1. 资本适宜比率

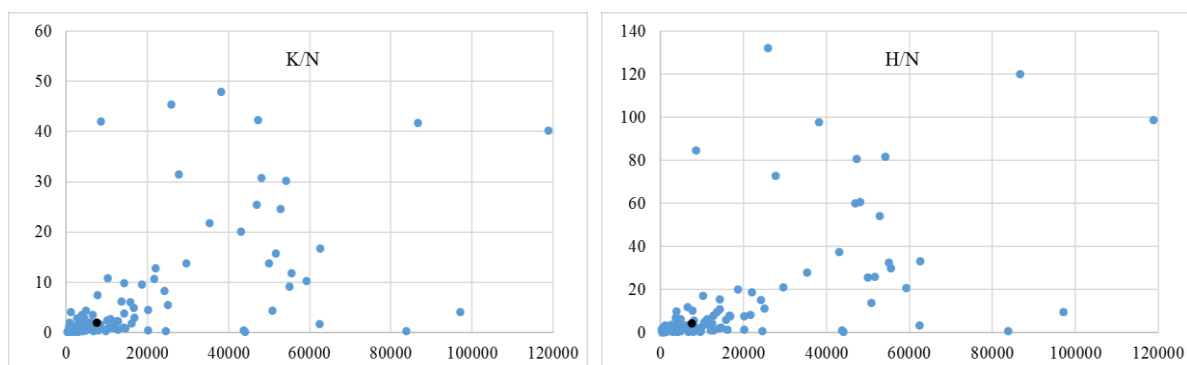


图 2-6 K/N 及 H/N 与人均 GDP 关系：基于 WB 报告（2018）

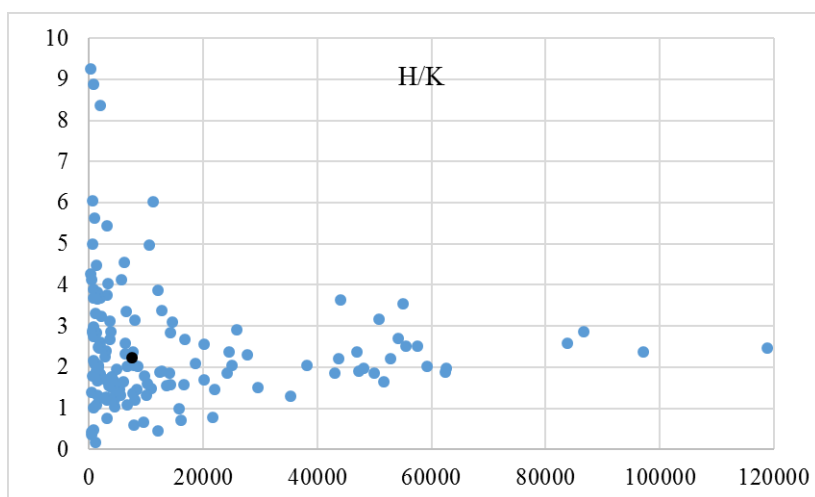


图 2-7 H/K 与人均 GDP 关系：基于 WB 报告（2018）

各类资本之间是否存在适宜比率，尚无明确理论预判。但可以利用世界银行及联合国国民财富报告给出的上百个经济体分类资本存量数据，进行初步的经验考察。图 2-6 和图 2-7 基于世界银行（2018）估算结果^①，分别绘制 141 个经济体 K/N、H/N 及 H/K 与人均 GDP

^① 基于联合国估算结果计算的比率，也呈现类似特征。篇幅所限，不再列出。

（2014 年美元）的散点图。清晰起见，中国数据以黑点标注。 K/N 与 H/N 随经济发展水平提高略呈上升趋势但离散程度极大，由于各国自然资源禀赋差异巨大，二者并无适宜比率。

H/K 的离散程度随经济发展水平提高而迅速下降，其适宜比率大致稳定在 2-3 倍之间。我国 H/K （2.22）略低于各国平均值（2.43），达到适宜比率区间下界，但距区间上界还有一定提升空间。人均 GDP 超过 15000 美元的高收入国家，其 H/K 几乎全部落入适宜比率区间或仅有小幅偏离。由于物质资本和人力资本投资均需从生产的新增价值中抽取，各国在两类投资之间存在相似的理性分配模式，导致各国 H/K 趋同。至于人均 GDP 低于 5000 美元、特别是低于 2000 美元的低收入经济体， H/K 巨大跨国差异主要由初始禀赋决定。

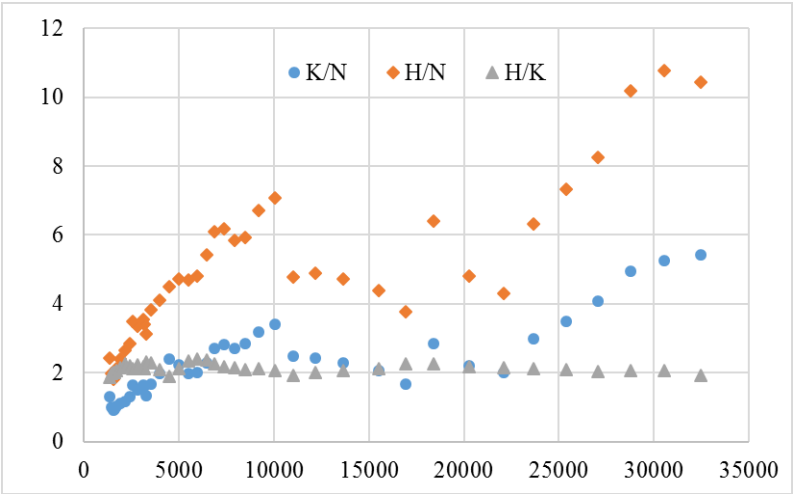


图 2-8 中国三类资本比率随人均 GDP 变化趋势

根据我国分类资本存量估算结果计算三类资本比率，并考察其随人均 GDP（2000 年价格）的变化模式。图 2-8 显示：全国 K/N 与 H/N 随收入水平提高呈波动上升趋势，人均 GDP 在 10000 元以下时其快速上升，10000-20000 元之间其震荡下降，此后再次上升；考察期内， H/K 位于 1.8-2.5 之间且变化很小，按国际经验标准处于适宜比率区间。与此同时，我国各省区 H/K 同样随经济发展而迅速收敛，其取值大致在 1-2 之间，可以预见会随经济发展逐渐向适宜比率靠近。

2. 财富结构演进

全国物质资本、人力资本、自然资本和社会资本占国民财富比重的时期均值，比值大致为 20:40:10:30。人力资本和社会资本等无形资产是国民财富的决定力量，自然资本和物质资本处于次要地位。

表 2-9 显示，多数省区和全国具有相似的国民财富结构，但也有部分省区（如西藏）存在明显差异。

表 2-9 各省区国民财富结构时期均值比较

| 省区 | K/W | H/W | N/W | S/W | 省区 | K/W | H/W | N/W | S/W |
|-----|--------|--------|--------|--------|----|--------|--------|--------|--------|
| 北京 | 22.60% | 33.12% | 1.77% | 42.51% | 湖北 | 16.33% | 39.74% | 7.42% | 36.50% |
| 天津 | 27.86% | 33.25% | 5.74% | 33.15% | 湖南 | 14.79% | 41.46% | 6.98% | 36.76% |
| 河北 | 18.76% | 42.06% | 14.50% | 24.68% | 广东 | 11.91% | 36.76% | 3.54% | 47.79% |
| 山西 | 20.40% | 32.78% | 15.18% | 31.64% | 广西 | 16.29% | 42.01% | 7.98% | 33.72% |
| 内蒙古 | 18.46% | 36.12% | 20.01% | 25.41% | 海南 | 22.52% | 47.52% | 9.02% | 20.94% |
| 辽宁 | 28.28% | 38.25% | 11.20% | 22.28% | 重庆 | 17.62% | 39.04% | 5.79% | 37.55% |
| 吉林 | 22.70% | 41.22% | 13.44% | 22.64% | 四川 | 18.91% | 44.81% | 11.91% | 24.38% |
| 黑龙江 | 16.71% | 26.71% | 24.59% | 32.00% | 贵州 | 14.09% | 35.99% | 9.21% | 40.71% |
| 上海 | 25.09% | 28.78% | 0.98% | 45.16% | 云南 | 18.40% | 33.13% | 9.82% | 38.64% |
| 江苏 | 14.46% | 34.27% | 4.73% | 46.54% | 西藏 | 17.66% | 28.45% | 34.20% | 19.69% |
| 浙江 | 14.39% | 33.71% | 3.62% | 48.28% | 陕西 | 20.33% | 38.40% | 11.95% | 29.31% |
| 安徽 | 16.08% | 42.11% | 9.90% | 31.92% | 甘肃 | 21.36% | 37.30% | 14.72% | 26.62% |
| 福建 | 14.00% | 38.50% | 4.81% | 42.70% | 青海 | 25.12% | 32.47% | 28.02% | 14.38% |
| 江西 | 15.30% | 39.10% | 7.82% | 37.78% | 宁夏 | 25.36% | 35.14% | 12.37% | 27.13% |
| 山东 | 16.89% | 38.31% | 11.21% | 33.60% | 新疆 | 18.83% | 37.49% | 27.43% | 16.26% |
| 河南 | 15.27% | 39.95% | 10.97% | 33.81% | 全国 | 18.39% | 39.04% | 9.87% | 32.70% |

注：国民财富结构的时期均值，对各年结果做简单平均得到。

以全国国民财富结构为参照，对各省区国民财富结构进行分类。从国民财富中占主导地位的资金类型看：共有 21 个省区以人力资本为主导；9 个省区以社会资本为主导；西藏以自然资本为主导；但没有任何省区以物质资本为主导。

表 2-10 按国民财富结构的省区分类

| | N 高 S 高 | N 高 S 低 | N 低 S 高 | N 低 S 低 |
|-------------|----------|----------------------------------------------|----------------------------|---------|
| H 主导 21 | 山东 河南 | 青海、新疆、内蒙古、山西、 甘肃、河北、吉林、宁夏、 陕西、四川、辽宁、安徽 | 广西、江西、湖北 湖南、重庆、天津 | 海南 |
| H 非主导 10 | | 西藏 黑龙江 | 北京、上海、广东、浙江 福建、江苏、云南、贵州 | |

注：表中的高低，根据各省区各类资本占国民财富比重与全国该比重比较确定，超过全国则为高。

表 2-10 显示，各省国民财富结构中，自然资本和社会资本比重具有明显的反向关系：二者比重同时高于全国的仅有山东与河南两省；二者比重同时低于全国的则仅有海南；其他 28 个省区均为一高一低。自然资本高且社会资本低者，多数为中西部省区；自然资本低且社会资本高的则以东部省区居多，北京、上海、广东、浙江、江苏、福建等省区的国民财富均由社会资本主导。现代经济发展中自然资本的重要性相对较低，人力资本构成国民财富主导力量，但随着发展水平进一步提升，社会资本的重要性日益提高甚至将超越人力资本成为国民财富的主导力量。

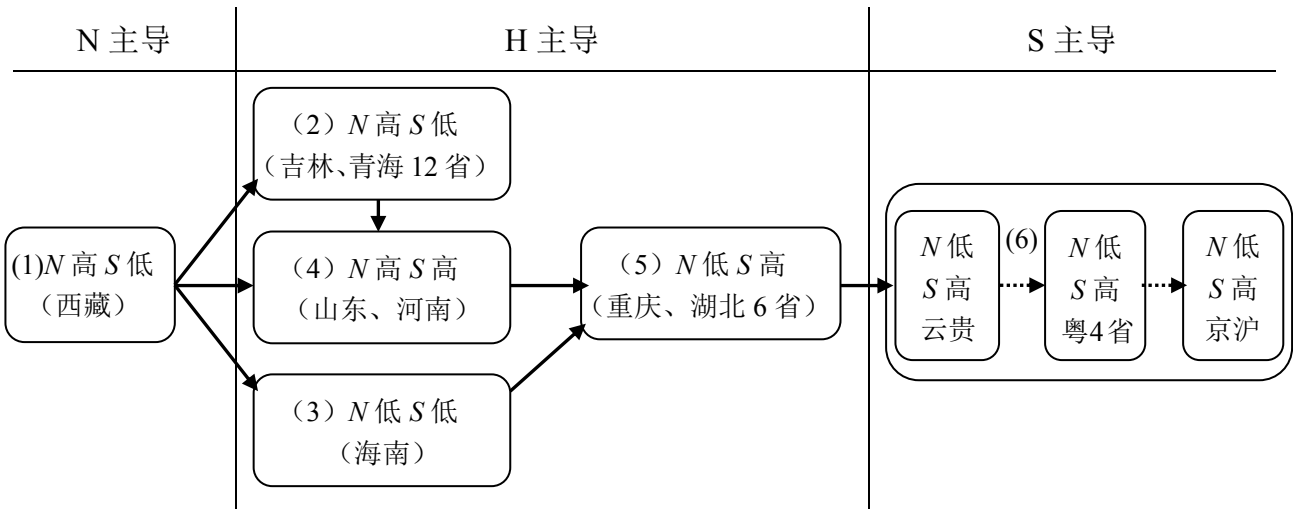


图 2-9 国民财富结构不同模式的转换路径

图 2-9 对我国各省区国民财富结构不同模式的转变方式做进一步梳理。(1) 初始模式为自然资本主导模式（如西藏）。(2) 随着资本积累，自然资本比重下降、物质资本和人力资本和比重提升，可能转向青海和吉林代表的 N 高 S 低的人力资本主导模式。(3) 或者转向海南所代表的 N 低 S 低的人力资本主导模式。(4) 还可能直接或间接转向 N 高 S 高的人力资本主导模式（如山东、河南），这一模式与大体全国国民财富结构一致。(5) 进而，转向人力资本为主导的 N 低 S 高模式。(6) 最终，转向社会资本主导的模式，其又存在三个子类情形，且具有物质资本比重由上升（云南、贵州）到相对稳定（广东等）最终转向下降（京沪）的变化路径。

尽管国民财富结构各种模式之间未必存在精确的转换顺序，但其演进路径有据可循。无论一个省区自然资源禀赋富裕与否，自然资本占国民财富比重随时间下降是普遍现象；物质资本比重在不同省区差异较大，仅在少数省区其重要性接近人力资本，多数省区均以人力资本为主导力量；随着经济发展水平不断提升，物质资本比重降为相对次要地位，社会资本比重可望超越人力资本成为国民财富主导力量。

第三章 总供给总需求统计分析

第四节 中国总供给与总需求统计分析

利用前述统计测算方法对我国总供给与总需求进行测算，并结合我国发展历史和有关信息对总供求平衡进行判断与分析。

一、中国总供给总需求测算

利用前述方法，直接测算对总供给和总需求。

（一）总供给测算

1. 潜在总供给

利用生产函数估算法测算潜在总供给。首先，利用我国 1978-2017 年数据，估算总量生产函数。其中，产出 Y 取 GDP，利用官方统计提供的 GDP 指数调整为 2000 年可比价数据；劳动投入 L 使用年中从业人员数，由官方统计公布的年末值做平均得到；物质资本 K 的数据自行估算（方法见第二章），同样以 2000 年价格表示。估计结果为：

$$\ln \hat{Y}_t = -80.142 + 0.040t + 0.418 \ln K_t + 0.526L_t \quad (3.9)$$

(-1.50) (1.36) (1.78) (2.02) $\bar{R}^2 = 0.9987$

其中，劳动产出弹性和资本产出弹性的大小和符号均符合理论预期，且分别在 10%和 5%显著水平下通过 t 检验；技术进步率 0.04 高于国外研究中 0.02 左右的经验结果，符合我国改革开放后发展实际，但其 P 值（0.18）超过常用的显著水平；常数项估计结果（P 值为 0.14）也未通过 t 检验。该模型并非用于结构分析，尽管常数项和技术进步率估计值统计上不显著，但其拟合优度极高，故可胜任预测潜在总供给的工作。

随后，代入 2018-2021 年要素投入数据，得到潜在总供给预测值。同时，也可对 1978-2017 年计算样本内预测结果。最后，利用 GDP 缩减指数，将预测结果转化为现价数据。将潜在总供给测算结果与同期 GDP 进行比较，可以考察我国经济发展中的产能利用程度。

考察期内，GDP 围绕潜在总产出波动：多数年份波动范围在 5%以内，处于正常区间；1988 年，2007-2008 年出现明显的经济过热，GDP 明显超过潜在总产出；GDP 明显低于潜在总产出主要有两次，除 1990-1991 年特殊时期外，2017 年以来潜在产能明显利用不足，反映出国际形势和新冠疫情等多重不利因素的共同冲击；2021 年比值有所回升，未来一段

时期有望重回正常区间。

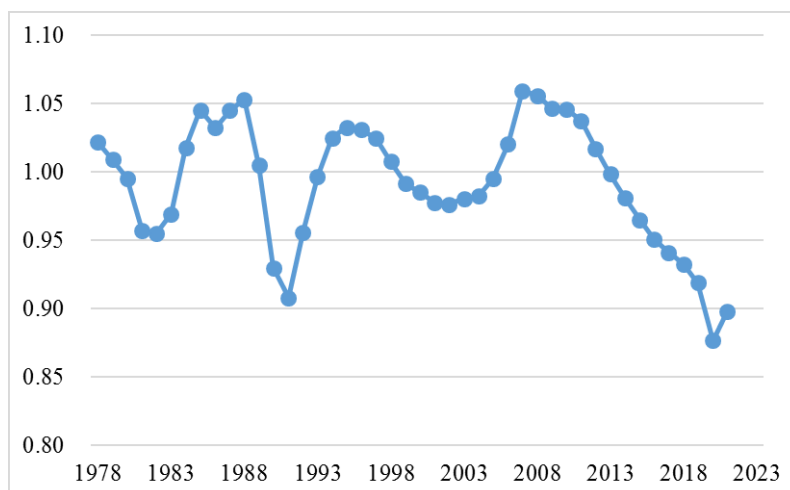


图 3-3 GDP 与潜在总供给比值的变动

2. 实际总供给

首先利用式 (3.4) 计算我国的总供给 AS。其中，GDP 利用生产法数据，进口 M 和库存变动 ΔV 数据则取自支出法 GDP，所有指标均为现价数据。在上述结果基础上扣除出口 X ，则得到国内总供给 $AS_d = GDP + M - X - \Delta V$ 。

图 3-4 显示：根据式 (3.4) 计算的我国总供给最高，多数年份超过潜在总供给 AS^* ，这是因为潜在总供给测算的是国内生产能力，而总供给 AS 除此之外还包括了进口产品。有鉴于此，采用国内总供给 AS_d 与潜在总供给 AS^* 对比更为恰当。考察期内 AS_d 总是小于 AS^* ，且近十年差距有所扩大。

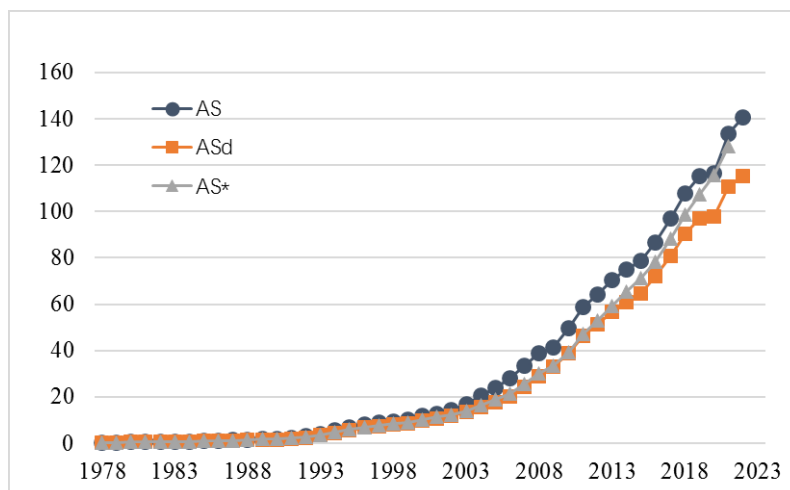


图 3-4 两种口径实际总供给与潜在总供给 (万亿元)

(二) 总需求测算

1. 总量测算法

总量测算法之下，利用式（3.7）测算总需求。GNI 直接取自《中国统计年鉴》的国民核算数据。受数据可得性约束，计算中放弃对持有现金 A_4 的调整。金融机构新增存贷款的差额，利用金融业统计数据推算，具体方式为：首先从金融机构人民币信贷收支表获取各项存款和各项贷款年底余额数据，然后用某年减去前一年数据得到该年新增存款 A_1 和新增贷款 B_1 ，最后相减得到 $(A_1 - B_1)$ 。以上指标，均可获取 1978 年以来数据。资本与金融项目下的国外资金净流入 B' ，取自金流量表（金融交易部分）国外部门的净金融投资，多数年份其取值为负，意味着我国资金流到国外，《中国统计年鉴》可以提供该指标 1992-2021 年数据。因此，可以测算 1992-2021 年总需求，所有指标都使用现价数据。

2. 构成测算法

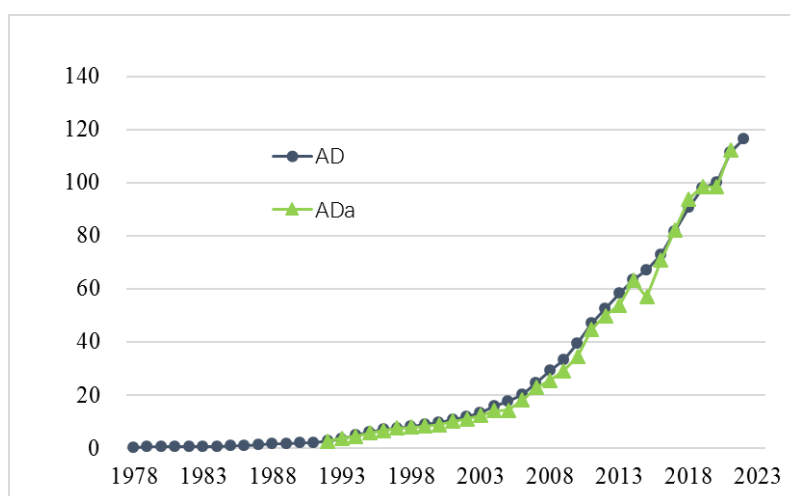


图 3-4 总量测算法与构成测算法总需求（万亿元）

总量构成法所需的调整步骤较多，且可测算的时期偏短。构成测算法基于支出法 GDP，具有测算方式简单相对优势。根据 $C+I$ 计算 1978-2022 年总需求，同样采用现价数据。

图 3-4 给出两种测算结果，为便于区分，将总量测算法的总需求记作 ADa。除 2016 年之外，两类方法之下的测算结果均高度接近。鉴于总量测算法由细致调整得到，其在理论上较为可靠；构成测算法计算简便且结果与总量测算法一致，且能提供更长时期的数据，操作性更受一筹。因此，后续总供求平衡分析中，总需求数据使用构成测算法的结果。

二、中国总供求平衡分析

下面结合直接测算法和间接判别法，对我国总供求平衡进行判断与分析。

（一）总供求失衡方向与程度

1. 测算结果

利用前述测算结果，在总供给的两种口径下，计算我国总供求差额和差率。表 3-1，择要给出部分年份的计算结果。不难发现，两种口径的总供给之下，对总供求失衡状态的判断截然不同。口径一之下的计算结果表明，总需求始终小于总供给，20 世纪 90 年代之前差率和差额较小，此后失衡程度处于较高水平。口径二之下的计算结果则显示，总需求始终大于总供给，差额持续提高但差率明显下降。

表 3-1 主要年份中国总供求差额与差率（价值量单位：万亿元）

| 年份 | 口径一 | | | | 口径二 | | | |
|-------------|--------------|-------------|---------------|-------------------|---------------|-------------|-----------------|---------------------|
| | 总供给 AS | 总需求 AD | 差额 $AD-AS$ | 差率 $(AD/AS)-1$ | 总供给 AS_d | 总需求 AD | 差额 $AD-AS_d$ | 差率 $(AD/AS_d)-1$ |
| 1980 | 0.46 | 0.46 | -0.01 | -1.2% | 0.43 | 0.46 | 0.02 | 5.0% |
| 1985 | 0.96 | 0.95 | -0.01 | -1.0% | 0.88 | 0.95 | 0.07 | 8.1% |
| 1990 | 1.95 | 1.85 | -0.11 | -5.5% | 1.65 | 1.85 | 0.19 | 11.6% |
| 1995 | 6.84 | 6.01 | -0.84 | -12.2% | 5.60 | 6.01 | 0.41 | 7.3% |
| 2000 | 11.79 | 9.74 | -2.05 | -17.4% | 9.73 | 9.74 | 0.01 | 0.1% |
| 2005 | 23.99 | 17.74 | -6.24 | -26.0% | 17.72 | 17.74 | 0.02 | 0.1% |
| 2010 | 49.60 | 39.34 | -10.25 | -20.7% | 38.90 | 39.34 | 0.45 | 1.2% |
| 2015 | 78.53 | 66.97 | -11.56 | -14.7% | 64.42 | 66.97 | 2.56 | 4.0% |
| 2020 | 116.73 | 100.04 | -16.69 | -14.3% | 97.94 | 100.04 | 2.10 | 2.1% |

口径一下的总供给包含国内生产和进口，其大于总需求不足为奇。其与口径二总供给的差异主要是国内生产但最终出口的部分，随着我国经济规模扩大和国际参与度深化，出口占国内生产的比重快速提高，导致差率随之扩大。口径一的总供给构成国内可用产品的理论上限，但其中总会有一部分出口到国外，故将其与国内总需求对比会造成误导。

口径二之下的总供给扣除出口，反映国内实际可以获取的供给，其与国内有购买力支撑的总需求更具可比性，应据此判断总供求失衡方向及程度。据其判断，20 世纪 90 年代之前，我国总供给明显小于总需求，多数年份差率超过 5%，存在明显的需求过剩，这与同期我国处于短缺经济的历史相符。进入 21 世纪，总供求差率很小，实现总供求平衡。

2. 趋势分析

为更好揭示总供求失衡的变化趋势，图 3-5 绘制出整个考察期的总供求比值。

图 3-5 中 AD/AS_d ，20 世纪 80 年代波动上升，在 1989 和 1990 年达到峰值，此后逐渐下降，1996 前总供求差率超过 5%，处于供给不足状态；1998 年以后，总供求差率再未超过 5%，各年差率平均值只有 1.4%，总供求保持总量平衡。

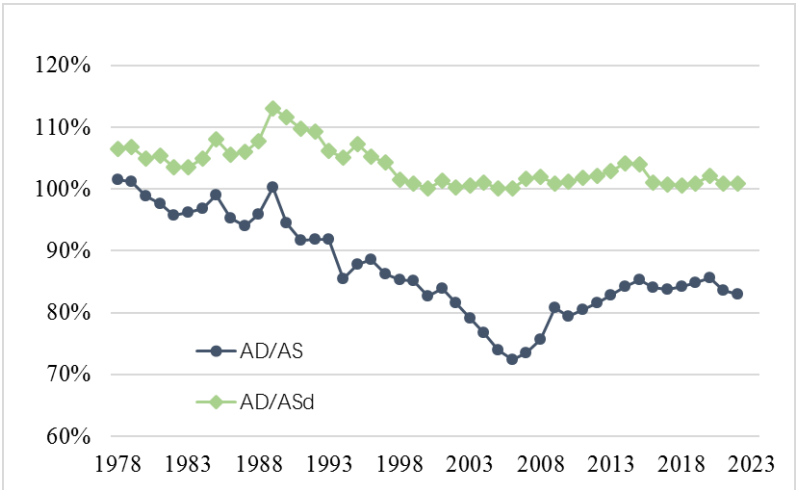


图 3-5 两种总供给口径下的总供求差率变化趋势

（二）总供求失衡类型与成因

总量失衡必然存在结构失衡，即使总量平衡也仍有可能处于结构失衡。为此，借助间接判断法的常用指标，并辅以历史信息，对总供求失衡类型及成因做简要分析。

1. 类型判断

首先，将间接判断法的通货膨胀率和失业率与直接测算的供求差率进行对比。

表 3-2 主要年份中国总供求差率、通胀率及失业率

| 指标-年份 | 1980 | 1985 | 1990 | 1995 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 | 2020 |
|-------|------|------|-------|-------|------|------|------|------|------|
| 供求差率 | 5.0% | 8.1% | 11.6% | 7.3% | 0.1% | 0.1% | 1.2% | 4.0% | 2.1% |
| 通胀率 | 7.5% | 9.3% | 3.1% | 17.1% | 0.4% | 1.8% | 3.3% | 1.4% | 2.5% |
| 失业率 | 4.9% | 1.8% | 2.5% | 2.9% | 3.1% | 4.2% | 4.1% | 4.1% | 4.2% |

注：供求差率由作者测算（口径二）；通胀率据 CPI 计算，失业率为城镇登记失业率，均为官方数据。

表 3-2 给出若干年份的指标结果，整个考察期的变化趋势由图 3-6 给出。结果显示：通货膨胀率与供需差率具有较强同步性，是判断总供求平衡的良好指标；尽管失业率在理论上也能很好反映总供求关系，但我国长期采用的城镇登记失业率口径过窄，严重低估真实的失业率，仅可据其粗略判断失业率变动方向。

按照总供求差率，我国 20 世纪 90 年代中期以前明显处于求大于供的短缺经济阶段，这一认识得到间接判断法指标的支持：该时期总需求十分旺盛，有 11 年通货膨胀率超过 5%（1994 年高达 24%）；该时期城镇登记失业率很低，有 13 年低于 3%（1985 年低至 1.8%），同样表明总需求超过总供给。然而，对 20 世纪 90 年代后期以来的总供求关系，间接判断法与直接测算法存在差异：该时期，总供求差率始终低于 5%（平均值为 2.1%），表明总供求平衡；然而，1998-2002 年、2009 年和 2021 年，通货膨胀率都低于 1%甚至为负值，表

明出现通货紧缩，这是总需求不足的有力证据，显然通胀率在反映全球经济危机等外部冲击造成的总供求失衡方面更为灵敏；2003-2015 年城镇登记失业率始终高于 4%，也传递出总需求不强的信号，如有长期的调查失业率数据^①，则能更好评判与监测总供求失衡。

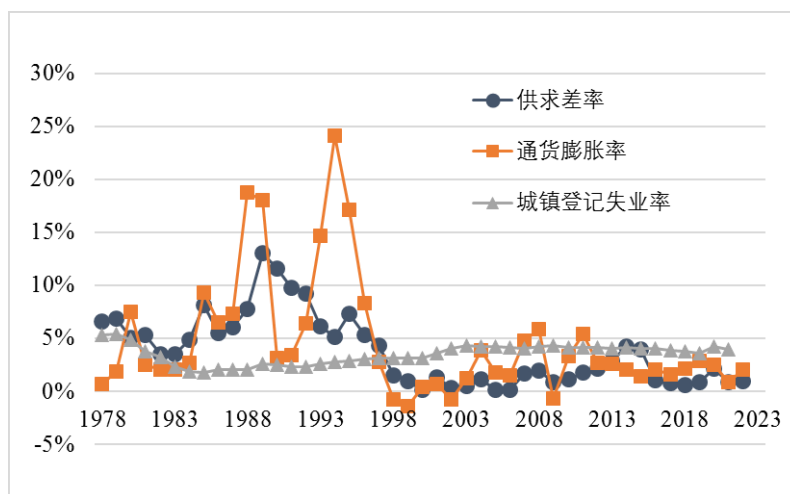


图 3-6 两种间接判断指标与总供求差率趋势比较

以上仍是在总量层面探讨总供求失衡。受数据可得性制约，难以系统性量化分析结构失衡。为此，应结合历史发展状况寻找有关证据。然而，结构性失衡比总量失衡更为复杂。一方面，总量失衡时，结构失衡可能多种情形并存：改革开放之初，总供求严重失衡（短缺经济），尽管大多数商品供不应求，但仍有一些消费品滞销，需要通过搭售化解甚至被迫积压。另一方面，总量平衡时，仍可能存在明显的结构失衡：1997 年，按照前述指标判断，我国均处于总供求平衡，但结构失衡问题较大；一是商品供给结构与需求结构失衡，出现结构性开工不足和库存积压^②；二是资金供给结构与资金需求结构严重不对称，工业产值占比 70% 的非国有企业获得的信贷资金占全社会比重仅为 20%（李晓西，2005）。

2. 成因探讨

鉴于总供求结构失衡的原因过于复杂，下面仅从两方面对总量失衡原因做简要探讨。

图 3-7 给出货币供应增长率与经济增长率的对比。货币供应增长率反映总需求的扩张，经济增长率反映总供给的扩大。20 世纪 90 年代初，以 M2 衡量的货币供应增长率远高于经济增长率，总需求明显大于总供给，总供求失衡主要源于货币供应过快增长，其也导致 1993-1995 年很高的通货膨胀。1997 年后，除 2009 年明显异常外，两个增长率的差异相对稳定，整体上处于总供求平衡。

^① 国家统计局 2018 年 1 月起公布城镇调查失业率的月度数据，其对总供求失衡的反映更为灵敏，但时间跨度过短，无法进行长期趋势分析。

^② 1997 年上半年兵器工业的开工率只有 45%，航天工业只有 35%，发电设备能力利用率为 66%，化肥生产为 80%。库存增加中结构性矛盾也很突出，地方企业由于产品结构不合理造成的积压问题比中央企业严重。

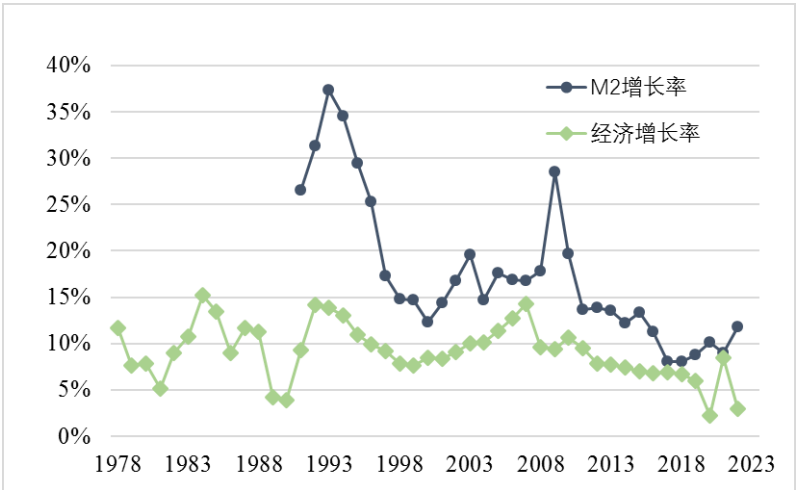


图 3-7 货币供应增长率与经济增长率趋势比较

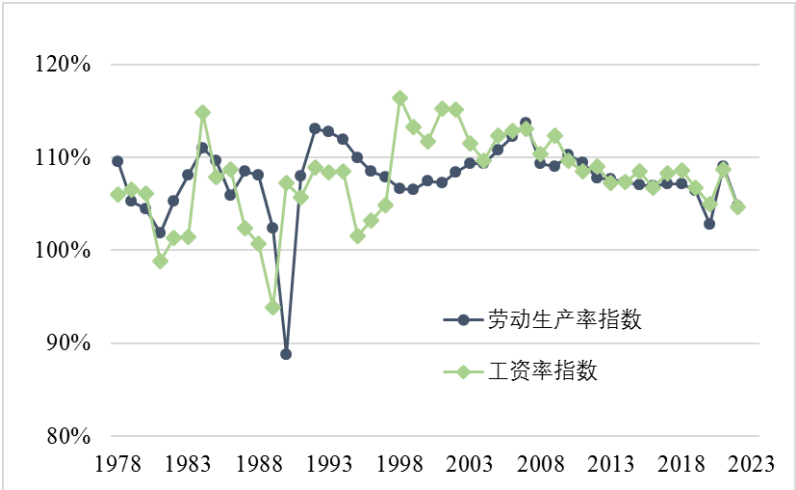


图 3-8 工资率指数与劳动生产率指数趋势比较

图 3-8 给出工资率指数与劳动生产率指数的对比。工资率指数（购买力变动）反映总需求变化，根据城镇非私营单位就业人员平均工资计算，并利用 CPI 调整得到可比价数据。劳动生产率（刻画劳动者的生产效率）反映总供给变化，根据 GDP 指数（可比价）和全社会从业人员数计算。2003 年以前，两个指数之间的差距较明显，但方向不一：1997 年以前，多数年份工资率指数低于劳动生产率指数（只有 1990 年明显相反），总供给增长快于总需求增长，短缺经济程度逐渐减弱；1998-2002 年，工资率指数明显高于劳动生产率指数，总需求增长快于总供给。2004 年以后，两个指数几乎重合，总供求基本平衡。工资率是否随劳动生产率增长同步提高，劳动与资本要素之间的收入分配是否合理，构成总供求平衡的重要影响因素。

第四章 经济增长统计分析

第二节 生产函数与要素替代弹性

四、中国实证估计结果

(一) 估计方法选择

1. 选择思路

理论和经验上, 允许替代弹性随时间变化更具吸引力。基于 CES 生产函数估计, 内在要求替代弹性不变。在此框架内考察替代弹性时期差异, 通常只能分时段讨论 (Brown & De Cani, 1963; Jalava et al., 2005)。尽管 VES 生产函数允许替代弹性变化, 但需要施加强硬的模式假定, 且复杂的函数形式使其不易应用。Translog 生产函数也允许替代弹性变化, 但其表层参数与深层参数之间关系复杂, 且难以明确考察技术偏向影响, 限制了对替代弹性的有效估计。权衡利弊, 放弃 VES 和 Translog 生产函数, 选择在 CES 生产函数框架内由数据视角揭示要素替代弹性时变特征。

表 4-2 替代弹性直接估计法之计量模型分类

| 分类 | 基于经济理论 | | 基于数学化简 |
|------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| (一) 单方程 估计法 | 1. FOC | FOC1 利润最大化法 ACMS(1961) $\ln(Y/L) = [(1-\sigma)\ln A - \sigma\ln\delta - \sigma\ln p] + \sigma\ln w$ | 2. 级数展开法 Kmenta(1967) $\ln Y = \ln A + v\delta\ln L + v(1-\delta)\ln K$ $-0.5\rho v\delta(1-\delta)[\ln(K/L)]^2$ $= \beta_0 + \beta_1\ln L + \beta_2\ln K + \beta_3[\ln(K/L)]^2$ |
| | | FOC2 成本最小化法 Moroney(1970) $\ln(K/L) = \sigma\ln[(1-\delta)/\delta] + \sigma\ln(w/r)$ | |
| (二) 联立 方程 估计法 | 3. 两方程法 Young(2007) $\begin{cases} \log R = \beta_0 + \beta_1 \log k + \beta_2 t + v_k \\ \log R = \gamma_0 + \gamma_1 \log(w/r) + \gamma_2 t + v_{r/w} \end{cases}$ 约束条件为: $\gamma_1 = \beta_1 / (1 - \beta_1)$ | | |
| | 4. 三方程法 Klump et al.(2007)、León-Ledesma et al. (2010) $\begin{cases} \log r = \log(\bar{\pi} \frac{\eta \bar{Y}}{\bar{K}}) + \frac{1}{\sigma} \log[\frac{Y_t / \eta \bar{Y}}{K_t / \bar{K}}] + \frac{\sigma-1}{\sigma} \gamma_K (t - \bar{t}) \\ \log w = \log[(1 - \bar{\pi})(\frac{\eta \bar{Y}}{\bar{L}})] + \frac{1}{\sigma} \log[\frac{Y_t / \eta \bar{Y}}{L_t / \bar{L}}] + \frac{\sigma-1}{\sigma} \gamma_L (t - \bar{t}) \\ \log(\frac{Y}{\bar{Y}}) = \log \eta + \frac{\sigma}{\sigma-1} \log[\bar{\pi}(e^{\gamma_K(t-\bar{t})} K_t / \bar{K})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1 - \bar{\pi})(e^{\gamma_L(t-\bar{t})} L_t / \bar{L})^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}] \end{cases}$ | | |

已有文献中,估计替代弹性的方法较多,基本分类见表 4-2。本书基于一般要素增强型 CES 生产函数,选择单方程成本最小化方法,利用改革时期我国省级面板数据,基于变系数面板模型估计替代弹性序列。

这一方法的主要优势为:形式简洁(单方程);无需施加规模报酬不变和产品市场完全竞争假定(成本最小化方法);允许同时估计替代弹性与有偏技术进步(一般要素增强型 CES 生产函数);可以反映替代弹性时变性(变系数面板模型)。

2. 主要公式

一般要素增强型 CES 生产函数形式如下:

$$Y = A[(1-\delta)(B_t^K K)^{-\rho} + \delta(B_t^L L)^{-\rho}]^{-v/\rho} \quad (4.12)$$

其中, A 反映广义技术水平, δ 和 $1-\delta$ 为分配系数, ρ 为替代系数 ($\sigma=1/(1+\rho)$), v 为规模报酬系数; $B_t^K = B_0^K \cdot e^{\gamma_K t}$ 和 $B_t^L = B_0^L \cdot e^{\gamma_L t}$ 表示资本与劳动的效率水平,反映要素增强型技术进步。希克斯技术偏向 $E = (1-1/\sigma)(\gamma_K - \gamma_L)$, 取决于替代弹性 σ , 要素效率增长率 γ_K 和 γ_L 。

对式 (4.12), 根据“要素边际产出等于要素价格”分别对资本和劳动构造一阶条件, 将二者取对数后相减, 得到理论模型:

$$\begin{aligned} \ln k &= [\sigma \ln \Delta + (\sigma-1) \ln B_0^{K/L}] + (1-\sigma)\gamma t + \sigma \ln(w/r) \\ &= \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln(w/r) \end{aligned} \quad (4.13)$$

其中, $k = K/L$ 为要素比率, w/r 为要素比价; $\Delta \equiv (1-\delta)/\delta$ 刻画初始分配结构^①, $B_0^{K/L} \equiv B_0^K / B_0^L$ 反映初始要素效率差异; $\gamma = \gamma_L - \gamma_K$ 为要素增强型技术参数, $\gamma > 0$ 为净劳动增强型, $\gamma < 0$ 为净资本增强型。

根据式 (4.13), 可直接估计替代弹性, $\sigma = \beta_2$; 并可推算技术参数 $\gamma = \beta_1 / (1-\beta_2)$ 和技术偏向 $E = \beta_1 / \beta_2$ 。利用面板数据估计时, 对应的计量模型为:

$$\ln k_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 t + \beta_2 \ln(w_{it} / r_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (4.14)$$

其中, $i=1,2,\dots,31$, 代表 31 个省区; t 代表年份; ε_{it} 为随机扰动项。

3. 数据说明

省级面板数据的指标定义见表 4-3, 数据来源详见郝枫和盛卫燕 (2014)^②。

^① 资本产出弹性 $EK=v(1-\delta)$, 劳动产出弹性 $EL=v\delta$, 进而有 $\Delta=(1-\delta)/\delta=EK/EL$ 。同时, 分配系数等于初始要素份额, $SK=1-\delta$, $SL=\delta$; 故 $\Delta=(1-\delta)/\delta=SK/SL=R$, 即其等于相对收入份额。

^② 郝枫, 盛卫燕. 中国要素替代弹性估计[J]. 统计研究, 2014, 31(07): 12-21.

表 4-3 主要指标数据来源及计算方法

| 指标 | | 地区 i | 北京 | 天津 |新疆 | 时期跨度 t |
|------|--------|--------|-------------------|----|---------|-------------------|
| | | | 1 | 2 |31 | |
| 示例 | X | | X_{it} | | | 1978-2011 |
| 实际 | 指标涵义 | | 数据来源与计算方法 | | | 备注 |
| Y | GDP | (1) | 官方统计 | | | 生产法 GDP (1978 年价) |
| L | 劳动投入 | (2) | 官方统计 | | | 社会从业人员 (年中值) |
| K | 资本投入 | (3) | OCM-PIM 估算 | | | 固定资本存量 (年中值) |
| COMP | 劳动者报酬 | (4) | 官方统计 | | | 收入法 GDP (现价) |
| GOS | 总营业盈余 | (5) | 官方统计 | | | 收入法 GDP (现价) |
| w | 工资率 | (6) | (6)=(4)/(2) | | | 现价数据 (万元/人年) |
| r | 总资本收益率 | (7) | (7)=(5)/现价(3) | | | %, 包含折旧 |
| SL | 劳动份额 | (8) | (8)=(4)/[(4)+(5)] | | | 已剔除 NTP 影响 |
| SK | 资本份额 | (9) | (9)=(5)/[(4)+(5)] | | | SK=1-SL |
| R | 相对收入份额 | (10) | (10)=(9)/(8) | | | |

(二) 替代弹性估计结果

1. 时变特征及影响因素

利用前述方法，得到我国改革时期要素替代弹性时变估计结果。图 4-4 显示：我国替代弹性小于 1，改革时期呈上升趋势，由 80 年代不足 0.3 提高至 0.5 左右，特别是 1995-2005 年直线上升。上述趋势，与我国改革时期要素流动性增强和市场一体化提高的事实相吻合，且对技术进步设定和估计方法选择均十分稳健。

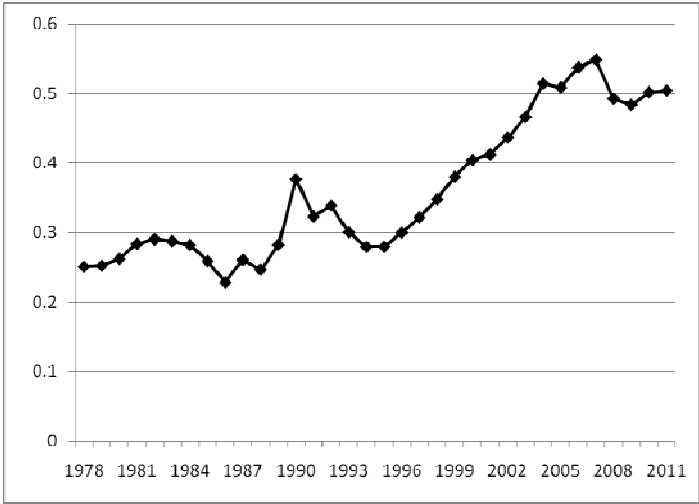


图 4-4 改革时期中国替代弹性变化趋势

为探讨我国要素替代弹性变化的影响因素，郝枫和盛卫燕（2014b）^①从改革、开放、发展三大维度选取 18 个解释变量（表 4-4），采用分层的逐步回归法进行估计^②。

^① 郝枫,盛卫燕.中国要素替代弹性变化趋势及成因初探[J].经济统计学(季刊),2014,(01):137-149.

^② 基本思路：先对同一支撑点内各代表指标，由一元到多元逐步回归，根据拟合效果（adj. R2, AIC, SC）和经济意义

表 4-4 替代弹性 (ES) 影响因素及指标说明

| 维度 | 支撑点 | 代表指标 | 符号 | 度量单位 |
|----|----------------|---------------|-------|-----------|
| 改革 | 政府调控 | 财政支出/GDP | RSE | 比率 |
| | | 生产性财政支出/财政支出 | SP | 比例 (0, 1) |
| | 市 多元化 场 一体化 | 国有控股企业工业总产值比重 | GYKG | 比例 (0, 1) |
| | | Hoover 地方化系数 | HCL | 系数 (0, 1) |
| 开放 | 外贸依存 | 进出口/GDP | TRADE | 比率 |
| | | 出口/GDP | EX | 比率 |
| | | 进口/GDP | IM | 比率 |
| | 外资利用 | 实际 FDI/GDP | RFDI | 比率 |
| | | 实际利用外资/GDP | RFI | 比率 |
| 发展 | 人力资本 | 人均教育年限 | EDU | 年/人 |
| | | 教育财政支出/财政支出 | EDUTE | 比例 (0, 1) |
| | | 教育财政支出/GDP | EDUTY | 比率 |
| | 人均收入 | 人均 GDP 指数 | PGDP | 1978 年为 1 |
| | 产业结构 | 非农就业比重 | NES | 比例 (0, 1) |
| | | 非农就业/农业就业 | ENTA | 比率 |
| | | 非农增加值比重 | NVS | 比例 (0, 1) |
| | | 非农增加值/农业增加值 | VNTA | 比率 |
| | 城市化率 | 城镇人口比重 | UB | 比例 (0, 1) |

注：粗体标注者为逐步回归法确定的优选指标。

表 4-5 替代弹性影响因素回归结果

| | 参数估计及 t 统计量 | | | | | | 摘要统计量 | | | 估计方法 |
|--------|-------------------|-------------------|-----------------|--------------------------------|-------------------|-------------------------------|--------------------|----------|----------|------|
| | C | SP | HCL | EX | RFI | X | Adj.R ² | F / Wald | Hansen-J | |
| 模型 1 | -0.081 (-0.63) | | 0.811 (1.49) | 0.708 (7.30) | -1.173 (-2.67) | 0.038 (3.92) | 0.932 | 114 | —— | OLS |
| X=EDU | 0.027 (0.24) | | 0.555 (0.99) | 0.841 (5.81) | -1.183 (-2.88) | 0.031 (3.22) | 0.935 | 586 | 0.244 | GMM |
| 模型 2 | 0.183 (2.08) | -0.186 (-1.59) | 0.568 (0.94) | 0.795 (10.03) | -1.232 (-2.26) | 0.007 (4.19) | 0.915 | 72 | —— | OLS |
| X=PGDP | 0.299 (2.73) | -0.722 (-2.18) | 0.858 (1.09) | 0.629 (3.09) | -1.864 (-3.67) | 0.004 (1.84) | 0.921 | 1021 | 0.799 | GMM |
| 模型 3 | 0.235 (7.23) | -0.120 (-1.70) | | 0.602 (4.68) | -1.423 (-3.86) | 0.018 (3.58) | 0.929 | 109 | —— | OLS |
| X=VNTA | 0.283 (3.55) | -0.299 (-1.24) | | 0.692 (3.77) | -1.775 (-4.09) | 0.012 (2.16) | 0.930 | 684 | 0.256 | GMM |
| 模型 4 | 0.034 (0.30) | -0.329 (-1.41) | 1.140 (1.57) | 0.411 (2.43) | -1.018 (-2.07) | 0.619 (3.37) | 0.929 | 83 | —— | 2SLS |
| X=UB | 0.104 (1.04) | -0.385 (-1.39) | 0.963 (1.39) | 0.718 (3.73) | -1.370 (-3.14) | 0.356 (2.71) | 0.936 | 901 | 0.202 | GMM |

注：LS 直接估计结果存在序列相关，故用 Newey-West 稳健标准误差修正。GMM 估计中，对潜在内生解释变量 EX，取其若干阶滞后项为工具变量（阶数数据拟合效果与 Hansen-J 检验确定）。

估计结果显示，三大维度对替代弹性的影响与理论及经验认识相符。发展维度对替代弹性影响最强，各估计值均显著为正。开放维度对替代弹性影响较强，估计值统计上均非

（系数符号）确定首选指标；然后对同一维度下各支撑点首选指标再做逐步回归，确定维度优选指标（一个或多个）；最后以逐步回归法取舍维度优选指标，确定最终模型。

常显著。改革维度对替代弹性影响最弱，估计值统计上不显著；但鉴于其经济意义合理，且引入模型可改善总体拟合效果，故仍予保留。

我国要素替代弹性变化模式反映改革、开放与发展三大维度的共同影响。欲提高替代弹性，则深化改革以减少行政干预、增强经济多元化和一体化，扩大开放以有效参与国际分工，持续发展以提高人均收入、提升人力资本、加快产业结构升级、推进新型城镇化，都可作为有效的政策选择。

2. 行业差异与总分关系

郝枫和盛卫燕（2015）考察要素替代弹性的行业差异，并揭示其与国民经济要素替代弹性之间的总分关系^①。行业要素替代弹性估计方法，与国民经济要素替代估计方法一致。

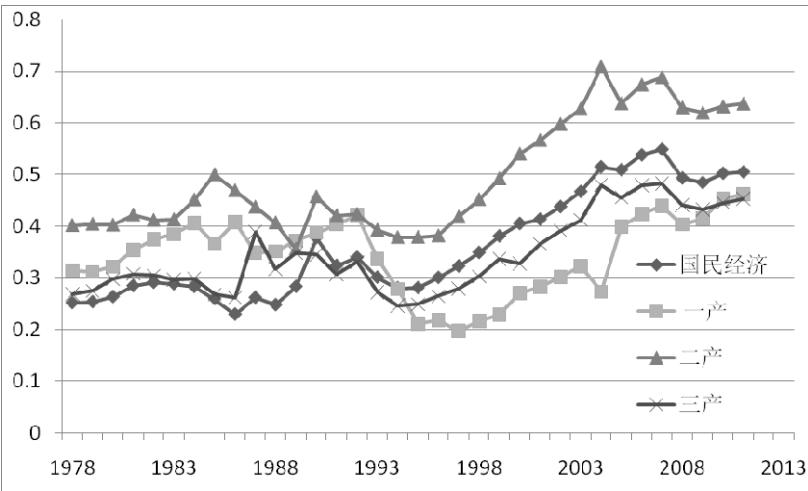


图 4-5 国民经济与三次产业替代弹性变化趋势

图 4-5 显示：行业要素替代弹性小于 1，且整体呈上升趋势，这一结果对“索洛猜想 1”（替代弹性随时间变化）给出有力支持。不仅加总程度最高的国民经济替代弹性随经济发展（及时间推移）呈上升趋势，加总程度较低的三次产业替代弹性也表现出相似变化特征。这一变化趋势，符合 Miyagiwa & Papageorgiou (2007)理论模型中总量替代弹性随经济发展而上升的论断，并与经验研究中 20 世纪美国的替代弹性变化方向一致。

估计结果显示，我国三次产业要素替代弹性存在明显差异，第二产业替代弹性最高。根据表 4-6 给出的时期平均值判断，前一阶段（1978-1994 年），国民经济替代弹性低于各产业，“索洛猜想 2”（国民经济替代弹性大于各行业替代弹性或至少大于行业平均值）遭到拒绝。后一阶段（1995-2011 年），国民经济替代弹性介于三次产业之间，对“索洛猜想 2”是否成立需进一步判断。

^① 郝枫,盛卫燕.中国要素替代弹性之“索洛猜想”检验[J].商业经济与管理,2015,(03):85-96.

表 4-6 基于时期平均值的替代弹性行业差异

| 时期平均 | 国民经济 σ | 第一产业 σ_1 | 第二产业 σ_2 | 第三产业 σ_3 |
|------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 1978-1994 | 0.283 | 0.361 | 0.420 | 0.301 |
| 1995-2011 | 0.438 | 0.324 | 0.569 | 0.387 |
| 1978-2011 | 0.360 | 0.343 | 0.495 | 0.344 |

注：根据本文时变替代弹性估计结果，在特定时期内简单平均得到。

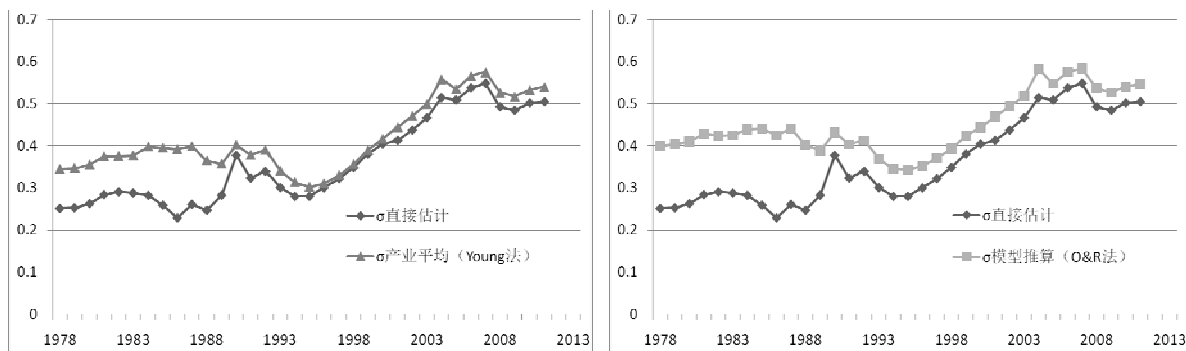


图 4-6 对“索洛猜想 2”的检验

采用 Young(2013)方法，图 4-6 左图显示，改革时期国民经济替代弹性始终小于三次产业替代弹性加权平均值，拒绝“索洛猜想 2”。改用 Oberfield & Raval(2012)的方法，图 4-6 右图显示，国民经济替代弹性明显小于基于行业替代弹性推算的替代弹性，再次拒绝“索洛猜想 2”且其拒绝能力更强。

（三）技术偏向估计结果

1. 主要特征

利用替代弹性平均值为 $\bar{\sigma} = \sum \beta_{it} / T$ ，计算要素增强型技术参数时期平均值 $\bar{\gamma} = \beta_1 / (1 - \bar{\sigma})$ 。国民经济、第一产业和第三产业技术进步均为净劳动增强型（ $\bar{\gamma} > 0$ ），第二产业技术进步则为净资本增强型（ $\bar{\gamma} < 0$ ）。进而由 $\beta_1 / \bar{\sigma}$ 计算技术偏向的时期平均值 $\overline{Bias_H}$ ，粗略反映技术进步要素偏向特征。

表 4-7 技术偏向指标 $Bias_H$ 计算结果

| 计算方法 | 分析指标及所属时期 | | 国民经济 | 第一产业 | 第二产业 | 第三产业 |
|--------|----------------|-----------|-------|-------|--------|-------|
| 模型直接推算 | 平均值 | 1978-2014 | 0.096 | 0.089 | -0.012 | 0.098 |
| | | 1979-2014 | 0.199 | 0.176 | 0.066 | 0.187 |
| 改进增长核算 | 平均值 | 1979-1994 | 0.207 | 0.071 | 0.036 | 0.144 |
| | | 1995-2014 | 0.192 | 0.260 | 0.090 | 0.222 |
| | 负值年数 (劳动偏向) | 1979-2014 | 1 | 5 | 12 | 3 |
| | | 1979-1994 | 0 | 4 | 10 | 2 |
| | | 1995-2014 | 1 | 1 | 2 | 1 |
| | | | | | | |

表4-7首行显示：由于替代弹性小于1，国民经济、第一产业、第三产业均为资本偏向型技术进步，只有第二产业技术进步呈轻微劳动偏向型。改进增长核算法的技术偏向测度，使用替代弹性时变估计值 $\hat{\sigma}_t = \hat{\beta}_t$ 。两类方法对国民经济、第一产业和第三产业的资本偏向型技术进步判断一致；但对第二产业技术偏向存在分歧，直接推算法下呈轻微劳动偏向，改进增长核算法下则为资本偏向。

2. 文献比较

表 4-8 技术偏向指标测度结果比较

| 对比文献 | | 本研究 (1979-2014) | Dong et al (2013) (1979-2010) | | | | 陆-章(2013) (1979-2011) | 雷(2013) (1991-2011) | 戴-徐(2010) (1979-2005) |
|--------------|----------|--------------------|----------------------------------|------------------|---------------|---------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|
| 替代弹性 | 方法 | 面板 CES 时变序列 | 时序 VES 时变序列 | 时序 CEEDx 时变序列 | 时序 CES 固定值 | 时序 CES 固定值 | 时序 CES 固定值 | 时序 CES 固定值 | 时序 CES 固定值 |
| | 特征 均值 | 0.367 | 0.692 | 0.697 | 0.784 | 0.777 | 0.382 | 0.736 | 0.736 |
| 技术 偏向 | 1980 | 16.84% | 3.1% | 2.9% | 2.2% | 2.77% | —— | 2.84% | 2.84% |
| | 1985 | 33.02% | 5.2% | 6.0% | 5.9% | 5.28% | —— | 7.96% | 7.96% |
| | 1990 | 1.03% | -1.7% | -3.0% | -5.9% | -3.12% | —— | -7.95% | -7.95% |
| | 1995 | 38.83% | 0.4% | 0.6% | -0.9% | -0.95% | 10.03% | 2.04% | 2.04% |
| | 2000 | 21.09% | 1.0% | 2.8% | 6.9% | 7.88% | 19.03% | 6.96% | 6.96% |
| | 2005 | 13.19% | 0.1% | 1.2% | 4.6% | 4.06% | 18.92% | 7.77% | 7.77% |
| | 2010 | 21.90% | 0.3% | 2.2% | 10.4% | 11.47% | 30.46% | —— | —— |
| 1979-1994 年均 | | 20.72% | 1.97% | 2.47% | 2.29% | 1.58% | —— | 2.17% | 2.17% |
| 1995-2004 年均 | | 25.61% | 0.95% | 2.80% | 6.82% | 6.84% | 18.87% | 7.93% | 7.93% |
| 2005 年后平均 | | 12.86% | -0.02% | 0.43% | 1.93% | 2.08% | 17.71% | —— | —— |
| 负值年数 | | 1 | 5 | 5 | 8 | 8 | 1 | 4 | 4 |

已有若干文献对中国技术偏向开展专题研究。表4-8与基于改进增长核算法的几项研究进行比较，形成两点认识。一方面，各项研究对我国技术偏向判断高度一致：改革时期，国民经济技术进步整体呈资本偏向；仅有少数年份为劳动偏向。另一方面，各项研究测算的技术偏向强度差异较大，其主要源于替代弹性估计结果的差异^①。

第三节 经济增长动力与增长核算

二、中国测算示例

数十年来，对发达国家的增长核算研究不计其数。但受统计数据可得性制约，对发展

^① 大体分为四组：（1）戴天仕和徐现祥（2010）、陆雪琴和章上峰（2013）、Dong et al (2013)-CES 替代弹性估计值接近，其技术偏向曲线几近重合；（2）雷钦礼（2013）替代弹性估计值最低，导致其资本偏向强度显著不同；（3）Dong et al (2013)-VES 及-CEEDx 的替代弹性时变序列差异不大，因此技术偏向强度接近；（4）本书替代弹性变化趋势与 Dong et al (2013)类似，但绝对水平迥异，因此技术偏向强度差异明显。

中国家的增长核算研究相对较少。众多研究表明，不同发展阶段经济增长的驱动因素有明显差异：发达国家劳动投入通常低速增长、资本和产出中速增长，劳动产出弹性（0.6-0.75）远高于资本，TFP 对经济增长的贡献高（可高达 50%）；发展中国家的要素投入高速增长，资本产出弹性与劳动产出弹性大小接近，TFP 对经济增长的贡献较低（通常低于 30%）。相比发达国家，发展中国家的经济增长更多依靠投入驱动而非技术效率驱动。下面基于增长核算方法提供一个示例，以量化反映我国经济增长的驱动模式。

（一）基础方法测算

采用索洛余值法的基础形式，利用我国 1978-2011 年的时间序列数据估计 C-D 生产函数，并将要素产出弹性用于增长核算。采用两要素生产函数，产出 Y 以 GDP 衡量，资本 K 数据以 PIM 方法估算，二者均取 1978 年价格（亿元）； L 取全社会从业人员数（年中值，万人）。在规模报酬不变假定下，采用集约形式生产函数，估计得到资本产出弹性为 0.526。计算产出增长率和投入增长率，进而得到 TFP 增长率，主要结果见表 4-9。

表 4-9 增长核算基础方法下中国经济增长驱动因素分析

| 时期 | 增长率 | | | 贡献量（百分点） | | | 贡献率（%） | | |
|------------------|-------------|--------------|-------------|-------------|-------------|----------------|--------------|--------------|-------------|
| | gY | gK | gL | γ | αgK | $(1-\alpha)gL$ | C_A | C_K | C_L |
| 1978-1982 | 8.26 | 7.84 | 2.62 | 2.89 | 4.12 | 1.24 | 35.02 | 49.92 | 15.05 |
| 1983-1987 | 11.96 | 9.49 | 3.17 | 5.47 | 4.99 | 1.50 | 45.71 | 41.73 | 12.57 |
| 1988-1992 | 8.44 | 8.53 | 4.81 | 1.67 | 4.49 | 2.28 | 19.81 | 53.17 | 27.01 |
| 1993-1997 | 11.44 | 12.33 | 1.06 | 4.45 | 6.49 | 0.50 | 38.90 | 56.71 | 4.39 |
| 1998-2002 | 8.25 | 10.98 | 1.03 | 1.99 | 5.77 | 0.49 | 24.10 | 69.98 | 5.92 |
| 2003-2007 | 11.64 | 12.92 | 0.57 | 4.57 | 6.80 | 0.27 | 39.26 | 58.41 | 2.33 |
| 2008-2011 | 9.64 | 14.43 | 0.37 | 1.88 | 7.59 | 0.17 | 19.50 | 78.69 | 1.81 |
| 1978-1992 | 9.54 | 8.62 | 3.53 | 3.33 | 4.53 | 1.67 | 34.94 | 47.51 | 17.54 |
| 1993-2002 | 9.83 | 11.65 | 1.05 | 3.21 | 6.13 | 0.50 | 32.63 | 62.33 | 5.04 |
| 2003-2011 | 10.75 | 13.59 | 0.48 | 3.37 | 7.15 | 0.23 | 31.37 | 66.51 | 2.12 |
| 1978-2011 | 9.95 | 10.81 | 1.98 | 3.32 | 5.69 | 0.94 | 33.39 | 57.16 | 9.45 |

整个考察期内，我国经济增长模式与发展中国家的特征一致。具体而言：我国经济保持长期高速增长；劳动投入增长率由高变低，资本投入增长率很高且有上升趋势；劳动产出弹性低，资本产出弹性高；TFP 增长率对经济增长的贡献约为 33%，与其他发展中国家类似，但低于发达国家。从子时期结果看，经济增长影响因素的相对影响存在时间变化：随着人口增长率降低，劳动投入贡献持续下降；资本投入贡献明显上升，经济增长主要由资本积累驱动；技术进步的贡献波动很大，虽然特定时期高达 40%，但也有某些时期

低至 20% 以下。

（二）改进方法测算

多年来，众多国内外学者就我国取得巨大发展成就的原因做了大量理论与经验研究。但对何为快速增长背后最重要的动力与源泉，仍莫衷一是。十九大以来，我国经济由高速增长转向高质量发展阶段。鉴于物质资本、劳动力等传统生产要素对经济增长的推力下降，培育新增长点、形成新动能是实现高质量发展的关键所在。下面在广义国民财富框架下，将自然资本与社会资本纳入增长核算研究范围，既可重新审视传统生产要素的贡献，也有助于对 TFP 的来源做进一步分解与剖析。

对增长核算方法的改进有两方面：一是将投入要素扩展为五类，除劳动 L 外，四类资本 (K, H, N, S) 均为 2000 年可比价 (亿元)；二是利用我国 31 个省区 1978-2017 年数据，采用 Translog 生产函数估算要素替代弹性并进行增长核算。

多要素情形下，Translog 生产函数的常用形式为：

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln X_i + \sum_i \tilde{\alpha}_{ii} (\ln X_i)^2 + \sum_{i < j} \sum_j \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j \quad (4.17)$$

其中， Y 为产出， X_i 为各种生产要素； $\alpha_0 = \ln A$ ， α_i 与 α_{ij} 均为待估参数。

表 4-10 估计结果显示，尽管包含众多解释变量，但该模型并未遭多重共线性损害。主要解释变量及其交叉项基本都在 10% 的显著水平通过 t 检验，系数符号符合理论预期。

表 4-10 Translog 生产函数估计结果

| 变量 | 回归系数 | 聚类稳健标准误 | t 值 | P 值 |
|------|--------|---------|--------|-------|
| 常数项 | -5.409 | 0.255 | -21.25 | 0.000 |
| lnK | 0.906 | 0.123 | 7.36 | 0.000 |
| lnL | 0.960 | 0.111 | 8.65 | 0.000 |
| lnH | 0.600 | 0.159 | 3.78 | 0.000 |
| lnN | -0.204 | 0.062 | -3.27 | 0.001 |
| lnS | -0.225 | 0.071 | -3.16 | 0.002 |
| lnKK | 0.107 | 0.028 | 3.82 | 0.000 |
| lnLL | -0.224 | 0.017 | -12.98 | 0.000 |
| lnHH | -0.015 | 0.072 | -0.20 | 0.840 |
| lnNN | 0.021 | 0.007 | 3.10 | 0.002 |
| lnSS | -0.004 | 0.003 | -1.24 | 0.216 |
| lnKL | -0.039 | 0.036 | -1.09 | 0.278 |
| lnKH | -0.182 | 0.083 | -2.19 | 0.029 |
| lnKN | 0.025 | 0.018 | 1.41 | 0.158 |
| lnKS | -0.051 | 0.031 | -1.64 | 0.101 |
| lnLH | 0.192 | 0.049 | 3.89 | 0.000 |

| | | | | |
|------|--------|-------|--------------------|-------|
| lnLN | 0.102 | 0.014 | 7.37 | 0.000 |
| lnLS | 0.014 | 0.023 | 0.61 | 0.544 |
| lnHN | -0.086 | 0.027 | -3.15 | 0.002 |
| lnHS | 0.095 | 0.047 | 2.00 | 0.045 |
| lnNS | -0.023 | 0.013 | -1.84 | 0.066 |
| 摘要 | 样本量 n | 1240 | 调整后 R ² | 0.993 |
| 统计量 | F 统计量 | 9263 | F 伴随 P 值 | 0.000 |

首先, 基于 Translog 生产函数估计结果和各类投入数据, 根据 $\eta_{it} = \alpha_i + \sum_k \alpha_{ik} \ln X_{kt}$ 计算我国 t 年 i 要素的产出弹性。随后, 对其进行归一化, $w_{it} = \eta_{it} / \sum_k \eta_{kt}$; 增长核算分析中, 取对应时期范围的均值 \bar{w}_i 。特定时期内的经济增长率 g_Y 和各类投入增长率 g_i , 均采用几何平均法计算。技术进步引发的经济增长, 由余值 $g_A = g_Y - \sum_i \bar{w}_i g_i$ 给出。最终, 各投入要素与技术进步对经济增长的贡献份额分别为 $C_i = \bar{w}_i g_i / g_Y$ 和 $C_A = (g_Y - \sum_i \bar{w}_i g_i) / g_Y$ 。

除对 1978-2017 年进行整体分析外, 还结合我国经济发展历史特征, 以 1985 年、1993 年、2001 年、2008 年为界划分多个子时期。通过比较, 更好认识技术进步与要素投入贡献的时期差异, 并梳理改革开放以来我国经济增长源泉的变化脉络。

价值量测度的人力资本 H 兼顾劳动投入数量与质量, 故与 L 存在大量信息重叠。基于表 4-10 结果计算的劳动产出弹性, 考察期内始终为负值; 推测 L 与 H 之间的共线性问题, 是这一反常结果的主因。故在增长核算分析时剔除 L , 由 H 综合代理劳动投入数量与质量的整体影响。对各时期经济增长率进行分解, 结果见表 4-11。

表 4-11 中国经济增长贡献来源及其时期变化 (单位: %)

| 时期 | 经济增长 g_Y | 物质资本 K | | 人力资本 H | | 自然资本 N | | 社会资本 S | | 索洛余值 A | |
|------------------|---------------|-----------------|-------------|-----------------|-------------|-----------------|-------------|-----------------|-------------|-------------|-------------|
| | | $\bar{w}_K g_K$ | C_K | $\bar{w}_H g_H$ | C_H | $\bar{w}_N g_N$ | C_N | $\bar{w}_S g_S$ | C_S | g_A | C_A |
| 1978-1985 | 9.8 | 2.2 | 22.0 | 4.3 | 44.1 | 2.3 | 23.4 | 1.3 | 13.2 | -0.3 | -2.6 |
| 1985-1993 | 9.6 | 2.4 | 24.7 | 2.9 | 29.7 | 0.8 | 8.1 | 0.9 | 9.0 | 2.8 | 28.6 |
| 1993-2001 | 9.4 | 3.2 | 34.0 | 3.1 | 33.5 | 1.6 | 17.5 | 2.1 | 22.4 | -0.7 | -7.4 |
| 2001-2008 | 11.0 | 4.1 | 37.3 | 3.6 | 32.5 | 3.4 | 31.1 | 1.5 | 13.3 | -1.6 | -14.1 |
| 2008-2017 | 8.0 | 5.0 | 62.1 | 1.1 | 13.7 | 0.6 | 7.6 | 4.1 | 50.9 | -2.8 | -34.3 |
| 1978-2001 | 9.6 | 2.6 | 27.0 | 3.4 | 35.2 | 1.5 | 16.0 | 1.4 | 14.6 | 0.7 | 7.2 |
| 2001-2017 | 9.3 | 4.6 | 49.2 | 2.1 | 22.1 | 1.8 | 19.1 | 2.8 | 29.8 | -1.9 | -20.3 |
| 1978-2017 | 9.5 | 3.4 | 35.3 | 3.0 | 31.1 | 1.6 | 17.2 | 1.9 | 20.4 | -0.4 | -4.0 |

表 4-11 结果显示, 一旦将各类资本投入均考虑在内, 即可充分解释经济增长。考察期内, K , H , N , S 对经济增长的贡献比重分别为 35.3%、31.1%, 17.2%和 20.4%。分时期看, 各类资本的贡献存在较大变化: 物质资本贡献呈上升趋势, 从改革之初的 22%提高到近十

年的 62%，表明我国经济增长对物质资本投资的依赖程度仍然很高；2008 年以前，人力资本贡献始终在 30% 以上，但 2008 年全球金融危机后经济增长更多倚重物质资本投资，这与“四万亿”财政刺激计划大量投资基础设施有密切关系；自然资本对经济增长的贡献波动很大（低时不足 8%，高时超过 30%），且近期显著下降；社会资本对经济增长贡献的时期变动更大（低时仅 9%，高时超过 50%），但其高于自然资本且整体呈上升趋势。

如果直接相加，多数时期（1985-1993 除外）四类资本对经济增长的贡献之和超过 100%，作为余值的技术进步贡献变成负值。改革开放以来，得益于国内研发投资与 FDI 带动的技术引进，我国技术水平显著提升是不争事实。故技术进步贡献为负的表面结果并不足信，对此应换一视角进行深入解读。

传统增长核算分析，通常仅考虑 K 与 L （或 K 与 H ）两要素，余值法测算的技术进步对经济增长贡献往往高达 30-40%。此类处理并未考虑自然资本损耗，体制改革等社会资本改善也被忽略，故这些因素均混入索洛余值，导致对“技术进步”贡献的严重高估。一旦明确测度自然资本与社会资本的贡献，余值法给出的技术进步贡献必然大幅降低。表 4-11 中的 C_A 不能按传统方式解释，用 $(C_A + C_S)$ 之和反映技术进步的贡献更为适宜。按此口径，整个考察期内技术进步对我国经济增长的贡献为 16.4%；1978-2001 年为 21.8%，2001-2017 年降至 9.6%；1985-1993 年最高达到 37.5%，2001-2008 年低至 -0.9%；2008-2017 年其贡献为 16.7%。

总之，近期人力资本对经济增长的贡献有所下降、物质资本 K 成为主导决定因素，但其主要受全球金融危机这一外部负向冲击所致。长期而言，物质资本对经济增长的贡献将回落到 40% 以下，人力资本对经济增长的贡献将稳定在 30% 上下；自然资本贡献波动较大，且整体呈下降趋势；社会资本对经济增长的贡献整体呈上升趋势。以 $(C_A + C_S)$ 之和刻画的 TFP 影响，明显低于传统增长核算的结果，但绝大多数时期仍在 10% 以上。

第四节 增长质量内涵与测度方法

三、中国经济增长质量分析

基于广义视角的经济增长质量分析，其涵盖范围近乎经济高质量发展研究。有鉴于此，本节采用狭义视角略作分析，资源环境压力等发展质量问题留待第 15 章另行讨论。

（一）单要素生产率

分别计算我国 1978-2021 年的劳动生产率 (Y/L)、资本产出比 (K/Y) 和经济增长能源强度 (E/Y)。产出 Y 以使用 2000 年价格表示的 GDP，物质资本 K 也为 2000 年价格数据，劳动生产率单位为“万元/人”，能源强度单位为“吨标准煤/万元”。

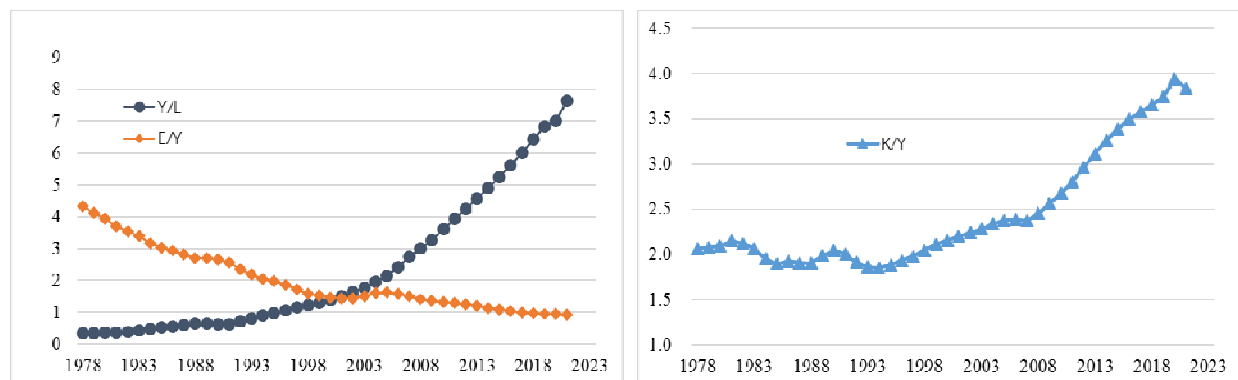


图 4-7 劳动生产率、资本产出比和经济增长能源强度变化趋势

图 4-7 显示：1978 年以来，我国劳动生产率整体呈指数增长趋势，但仅根据这一结果难以判定经济增长质量变化方向；考察期内资本产出比波动变化，20 世纪 90 年代中期以前稳中有降，此后快速上升，表明资本生产率随着快速的资本积累而明显下降，劳动生产率的上升很大程度上由资本积累所推动，这并非增长质量提高的表现；经济增长能源强度整体呈下降趋势，反映出技术进步对能源消耗的减少，是经济增长质量提高的证据，但部分年份存在反弹，且能源强度下降速度逐渐降低，进一步下降的空间缩小。

可将考察期划分为两个阶段。第一阶段为 1978-1994 年，尤其是 1982-1985 年、1987-1988 年、1991-1994 年，劳动生产率上升伴随能源强度和资本产出比下降，经济增长质量提升的信号非常充分。第二阶段为 1995 年之后，绝大多数年份资本产出比呈上升趋势，暗示我国的经济增长方式主要仍由资本积累驱动，故不应根据劳动生产率迅速上升认定增长质量也获得快速提高；尤其是 2003-2005 年能源强度出现明显反弹，且劳动生产率提高有限，可以推测增长质量出现下降。

(二) 全要素生产率

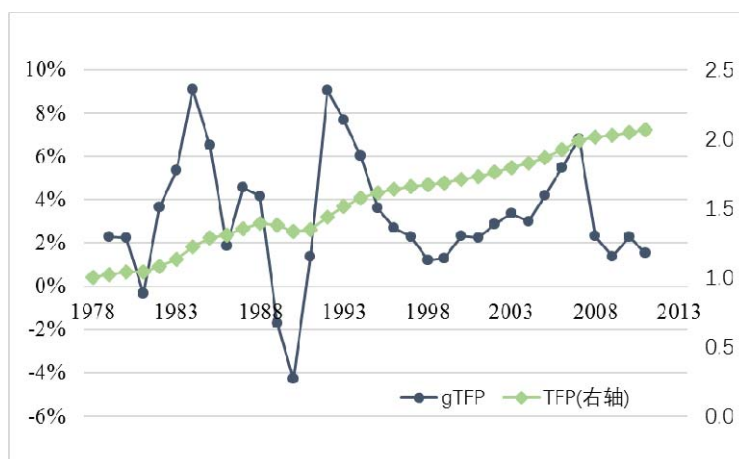


图 4-8 中国全要素生产率及其增长率

利用上节的增长核算方法，可以计算历年全要素生产率增长率。图 4-8 显示：我国全要素生产率整体呈上升态势，但其增长率变化很大。1978-1994 年，TFP 增长率剧烈波动，1984 和 1991 年超过 9%，1981 和 1990 年则为负值；相应地，该时期技术进步对经济增长的贡献份额也变动很大。1995-2011 年，TFP 增长率变动区间明显收窄，技术进步速度降低但稳定性改善，绝大多数年份其对经济增长的贡献份额在 15%-30%之间。考察期内，TFP 增长率对经济增长贡献超过 50%的年份只有 1983、1984、1992、1993 等四个年份，技术进步成为经济增长的主导。其他年份，TFP 增长率对经济增长的贡献小于要素积累，经济增长主要由资本积累驱动，增长质量有待提高。

第五章 经济结构统计分析

第四节 中国经济结构演变分析

一、中国产业结构统计分析

（一）产业结构演进历程

1. 三次产业就业结构

利用国民经济和各产业从业人员数据，计算我国三次产业就业比重，结果见图 5-4。

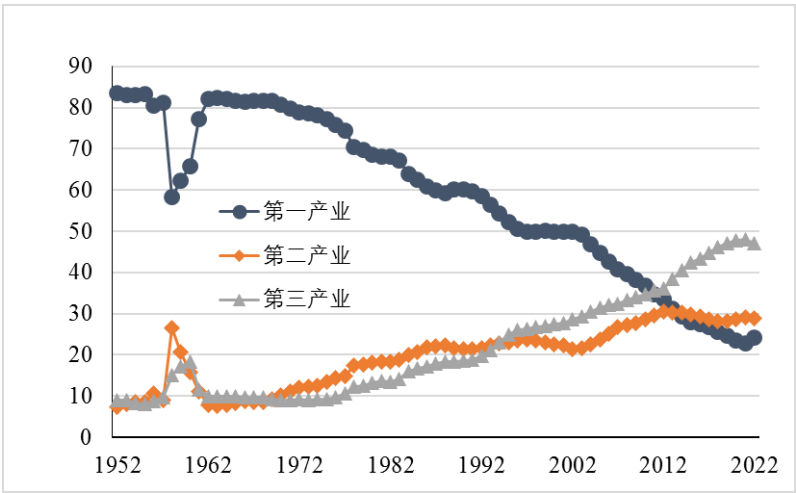


图 5-4 三次产业就业结构演进趋势：1952-2022

整体而言，我国三次产业就业结构变化趋势符合“配第-克拉克法则”，经过约 60 年完成由“一>二>三”格局到“三>二>一”格局的转变。绝大多数时期内^①：第一产业就业比重持续下降，由 50 年代 80%以上降至 1978 年的 70%，进而降到 1996 年的 50%和 2008 年的 40%，目前徘徊在 20%至 25%之间；2013 年前，第二产业就业比重持续上升，此后保持在 28%-30%之间；第三产业就业比重，1994 年起超过第二产业，2011 年起超过第一产业。

2. 三次产业产值结构

利用 GDP 和各产业增加值数据，计算我国三次产业产值比重，结果见图 5-5。

^① 1958 年大跃进，导致大量农业劳动力进入非农产业特别是工业，就业结构剧烈变化。但因其超越现实发展阶段而无法维系，1962 年后就业结构重新回到 50 年代初的水平。

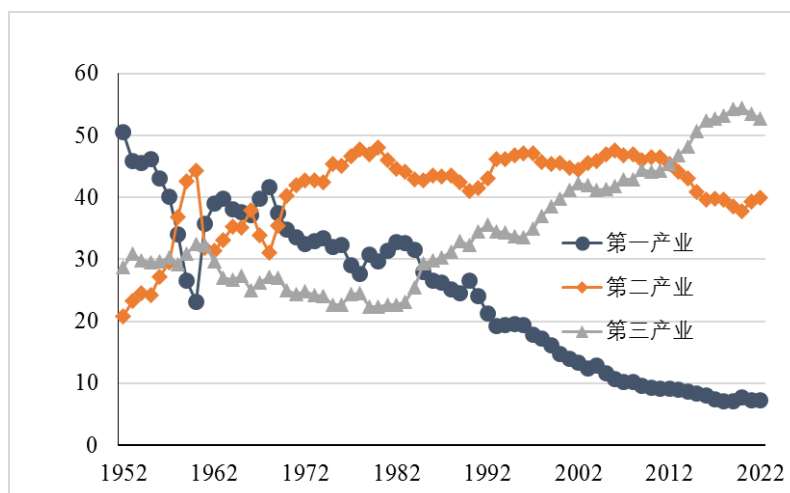


图 5-5 三次产业产值结构演进趋势：1952-2022

我国产值结构的演进趋势符合库兹涅茨法则。剔除 1958-1961 年的特殊时期后，考察期内：1970 年起第二产业产值比重超过第一产业，变为“二>一>三”格局；1985 年后第三产业产值比重超过第一产业，变为“二>三>一”格局；2012 年后第三产业产值比重超过第二产业，最终形成“三>二>一”格局。产值结构与就业结构变动趋势一致，但到达关键拐点的年份差异明显：与就业结构变动相比，产值结构中二三产业超越第一产业提前三四十一年，而第三产业超越第二产业的时间则延后约 20 年。

（二）产业结构水平分析

1. 产业结构高级化

在演进趋势分析的基础上，进一步考察后我国的产业结构高级化进程。

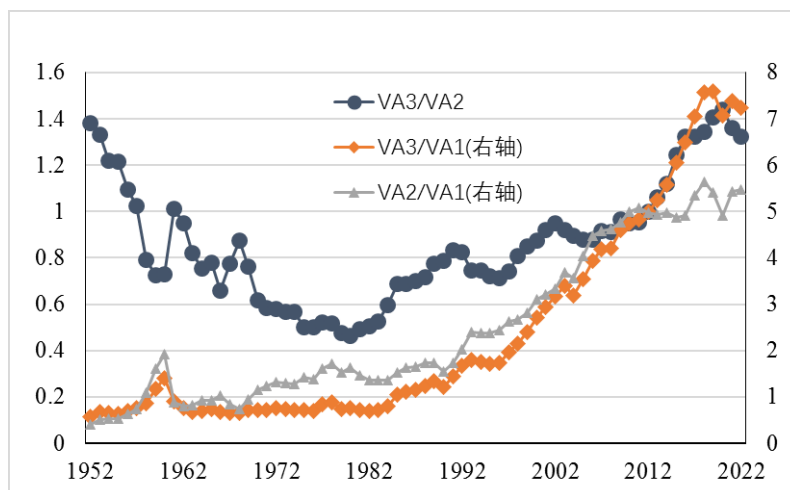


图 5-6 三次产业增加值对比系数：1952-2022

图 5-6 结果显示：20 世纪 80 年代中期以前处于工业化进程， $VA3/VA2$ 整体下降， $VA3/VA1$ 基本稳定，但 $VA2/VA1$ 持续上升，尽管该阶段存在产业结构升级，但其无法由

VA3/VA2 及 VA3/VA1 衡量；80 年代中期以来，工业化进程继续推进，进入后期并迈向后工业化阶段，该阶段的产业结构升级可由 VA3/VA2 与 VA3/VA1 准确捕捉，尤其是 VA3/VA2 刻画产业结构升级的精度更高。

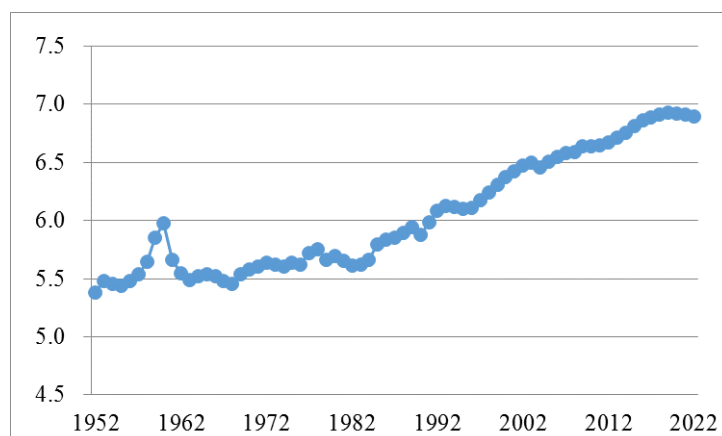


图 5-8 产业结构向量夹角加权 W 值：1952-2022

借鉴付凌晖（2010），利用式（5.11）计算产业结构向量夹角加权 W 值，综合反映实际产业结构与三个极端情形的相对位置。图 5-8 显示：70 年来，我国产业结构高级化水平整体呈上升趋势；剔除 1958-1961 年后，计划经济时期升级速度较慢，产业结构转变主要是农业向工业转移，第三产业发展缓慢；改革开放以后，最初几年 W 值下降是由于率先在农村启动的改革令农业发展快于二三产业，1985 年城市改革全面加速后 W 值迅速提升；2019 年 W 值达到顶峰后稳中有降，主要源于第二产业份额有所回升。

2. 产业结构合理化

产业结构高级化提升未必保证其合理化改善，根据式（5.14）和式（5.16），计算结构偏离度 E 和改进的泰尔指数 T ，反映我国产业结构合理化程度的变动趋势。

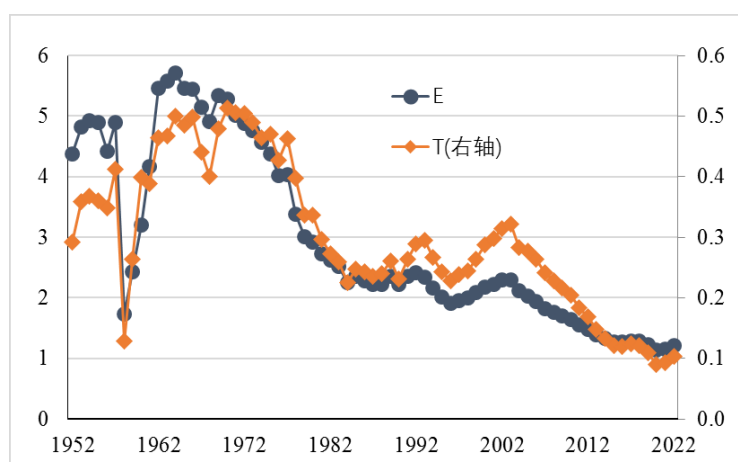


图 5-9 结构偏离度 E 和改进的泰尔指数 T：1952-2022

E 和 T 均为产业结构合理化的逆指标，越接近于 0 产业结构越合理。图 5-9 显示：两

个指标的数量级差异很大，但变化趋势基本一致，二者相关系数高达 0.926；20 世纪 70 年代以前，产业结构合理化程度整体呈下降趋势，这体现该阶段利用剪刀差优先推动工业化的发展战略，导致各产业的劳动生产率差异扩大；1970-1984 年，产业结构合理化程度迅速提升，其主要得益于农业劳动生产率上升；1985-2004 年，产业结构合理化反复变动且幅度很大，各产业劳动生产率变动不协调；2005 年以后，产业结构合理化程度迅速提高，且近几年渐趋稳定。从改革开放之后的结果看，改进泰尔指数 T 的相对变化幅度更大，暗示其对产业结构合理化的反映更为灵敏。

（三）产业结构动态分析

1. 产业结构变动幅度

利用不同时期三次产业就业比重，按照式（5.20）计算产业结构变化总值，并进一步计算各子时期的年均值 $\bar{\theta}$ ，以反映产业机构变动幅度。

表 5-6 特定年份三次产业就业结构及结构变化值（单位：%）

| 年份 | 第一产业 | 第二产业 | 第三产业 | 阶段 | θ | $\bar{\theta}$ |
|------|------|------|------|------------------|--------------|----------------|
| 1952 | 83.5 | 7.4 | 9.1 | 1952-2022 | 118.8 | 1.70 |
| 1978 | 70.5 | 17.3 | 12.2 | 1952-1978 | 26.0 | 1.00 |
| 1993 | 56.4 | 22.4 | 21.2 | 1978-1993 | 28.2 | 1.88 |
| 2005 | 44.8 | 23.8 | 31.4 | 1993-2005 | 23.2 | 1.93 |
| 2013 | 31.3 | 30.3 | 38.4 | 2005-2013 | 27.0 | 3.38 |
| 2022 | 24.1 | 28.8 | 47.1 | 2013-2022 | 17.4 | 1.93 |

表 5-6 显示：改革开放以前，三次产业就业结构变化速度较慢，就业结构年平均变化只有 1 个百分点；改革开放以后，产业结构变动速度明显加快，1978-1993 年及 1993-2005 年就业结构年均变化上升到 1.9 个百分点；2005-2013 年就业结构年均变动高达 3.38 个百分点，已进入工业化后期；2013 年以来，就业结构年均变动再次降至 1.93 个百分点，就业结构渐趋稳定，预计未来的年均变动幅度将继续下降。

2. 产业结构变动趋势

根据式（5.27），计算三次产业的比较劳动生产率，以反映产业结构变动趋势。图 5-10 显示，我国三次产业的比较劳动生产率，基本符合一般规律，但也有不同之处。（1） $h_1 < 1$ ，但并未明显上升，1978-2011 年整体下降，2012 年后才有所上升：表明第一产业劳动生产率低于国民经济整体水平，即使农业劳动力不断向外转移，其劳动生产率仍未得到显著提高。（2）第二产业， $h_2 > 1$ 且，但呈周期波动特征：说明第二产业劳动生产率高于国民经济整体水平，其劳动力吸纳能力有限。（3）第三产业， h_3 由 2 降至 0.7 左右：表明第三产业

就业比重提高速度超过增加值比重提高速度，成为吸纳就业的最主要部门。

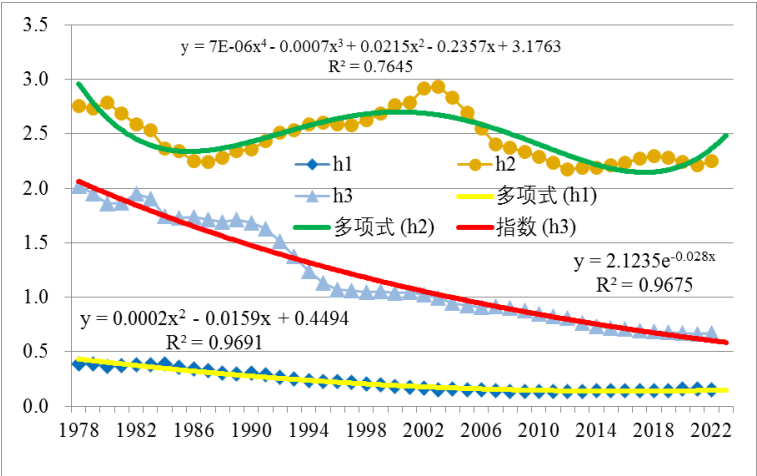


图 5-10 三次产业比较劳动生产率：1978-2022

据此可以推测：第三产业将继续吸纳第一产业的剩余劳动力，二者的比较劳动生产率将进一步趋同；第二产业对其他行业的就业吸纳能力有限，其对劳动者技能要求较高，因而维持了最高的生产率；尽管第三产业产值和就业比重均已超过第二产业，但因就业超出更多，故第三产业的比较劳动生产率将长期低于第二产业。

（四）产业结构效应分析

为揭示产业结构变动对经济增长的影响，利用式（5.29）和式（5.30）计算绝对指标和相对指标。其中，投入要素取三次产业劳动力，产出指标取三次产业增加值。计算劳动生产率时，为保证考察期内纵向可比，增加值均调整为 1978 年价格。

表 5-7 产业结构变动对经济增长的绝对影响（亿元，1978 年价格）

| 年份 | SEV | 年份 | SEV | 年份 | SEV | 年份 | SEV | 年份 | SEV |
|------|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 1978 | — | 1987 | 121 | 1996 | 452 | 2005 | 1823 | 2014 | 1134 |
| 1979 | 53 | 1988 | 86 | 1997 | 178 | 2006 | 2062 | 2015 | -47 |
| 1980 | 86 | 1989 | -138 | 1998 | -53 | 2007 | 2232 | 2016 | -346 |
| 1981 | 47 | 1990 | -27 | 1999 | -271 | 2008 | 978 | 2017 | -725 |
| 1982 | 3 | 1991 | 59 | 2000 | -205 | 2009 | 1424 | 2018 | -230 |
| 1983 | 90 | 1992 | 217 | 2001 | -105 | 2010 | 1810 | 2019 | 755 |
| 1984 | 303 | 1993 | 450 | 2002 | -517 | 2011 | 2287 | 2020 | 2371 |
| 1985 | 179 | 1994 | 424 | 2003 | 418 | 2012 | 1982 | 2021 | 1598 |
| 1986 | 195 | 1995 | 447 | 2004 | 1442 | 2013 | 1373 | 2022 | 1019 |

表 5-7 显示，大多数年份产业结构变动对经济增长具有促进作用。但其影响存在明显的阶段差异：1979-1997 年之间（除 1989-1990 年外），影响为正且波动上升，但变化幅度很小；1998-2002 年结构效应连续为负，主要是政策调整着眼于解决产业结构失衡的深层问

题（陈瑾玫，2005），此外也与东南亚金融危机冲击有关；2003-2014 年，产业结构效应由百亿级提升千亿级，但各年波动很大；2015-2018 年产业结构效应再次为负，属于中央部署“供给侧结构性改革”的短暂阵痛^①；随后几年，结构效应重回正值。

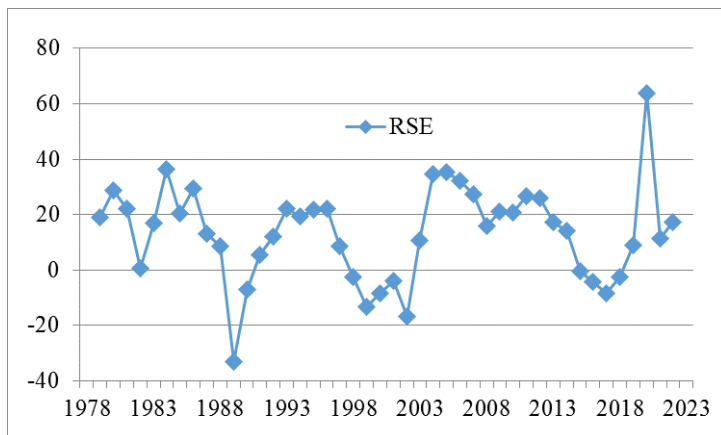


图 5-11 产业结构变动对经济增长的相对影响 (%)

图 5-11 显示，产业结构变动对经济增长的相对影响与绝对影响类似。大多数年份，产业结构变动对经济增长的影响为正，且位于 10% 至 40% 之间。由于以同期 GDP 变动为参照，其有效避免了绝对影响变动幅度随经济规模上升而扩大的缺陷。

该方法虽有助于探究经济增长的成因，但对其测算结果应慎重解释。产业结构调整对经济增长的效应为负时，通常是受外生冲击（如全球经济危机、重大政策调整）影响，应综合多方面情况判断。尤其是，政府为扭转长期积累的结构性矛盾而主动出台的政策调整，往往着眼于长期发展而非短期增长，仅看一两年结构效应的短视结论容易造成误判。

二、中国区域结构统计分析

（一）全国各区域整体结构分析

1. 产值密度变异系数

利用我国大陆 31 个省区（不含港澳台）GDP 和辖区面积数据，计算 1978-2022 年的产值密度，进而按照式（5.40）得到历年的产值密度变异系数。

^① 2015 年以来，中国经济进入新常态。供需错位的结构性失衡阻碍经济持续增长，迫切需要通过改革为经济发展提供新动力。2015 年 11 月 10 日，中央财经领导小组 11 次会议研究经济结构性改革；2016 年 1 月 27 日，中央财经领导小组 12 次会议研究供给侧结构性改革方案；2017 年 10 月 18 日，十九大报告要求深化供给侧结构性改革。主要抓手为“三去一降一补”：去产能、去库存、去杠杆、降成本、补短板。主要目标：减少无效和低端供给（落后过剩产能），扩大有效和中高端供给；增强供给结构对需求变化的适应性和灵活性；提高全要素生产率；使供给体系更好适应需求结构变化。

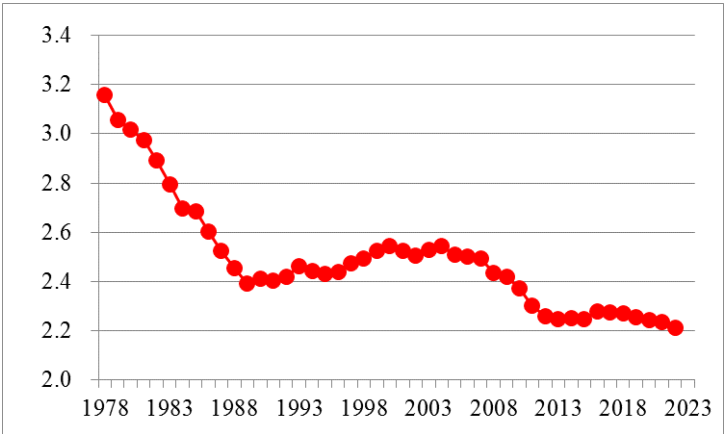


图 5-12 产值密度变异系数：1978-2022

图 5-12 显示，改革开放以来，我国的产值密度变异系数显著下降，区域发展均衡性明显提升。但其变化过程存在升降波动：1978-1989 年快速直线下降，表明各省相对差距缩小；1990-2000 年，变异系数缓慢上升，各省差距再次拉大，这主要源于该时期东部地区经济发展明显快于中西部；此后，随着西部大开发和振兴东北老工业基地等区域协调政策的出台^①，变异系数再次持续下降；2014 年以后，变异系数大致稳定在 2.2 上下。

2. 产值区域分布总差数

分别利用人口比重和辖区面积比重作参照，计算产值区域分布总差数，并采用式 (5.43) 将其转化为区域分布均衡性的正指标。

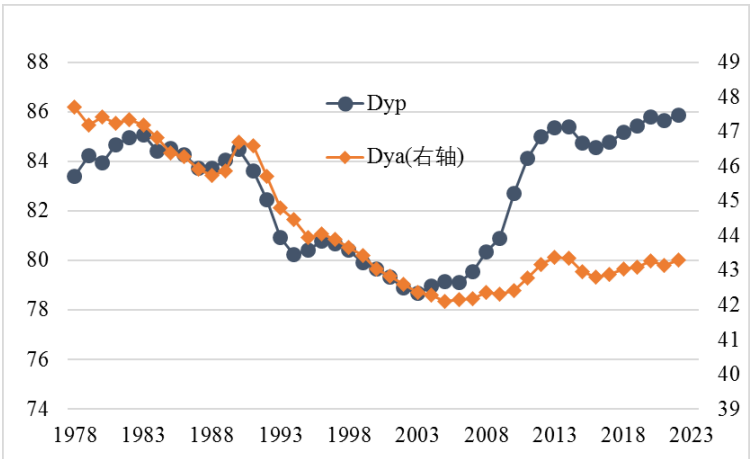


图 5-13 产值区域分布总差数：1978-2022

图 5-13 显示：以辖区面积为参照的产值区域分布总差数（Dya）均衡性差（42-48），且 1978-2005 年持续下降，由于辖区面积比重固定，其意味着产值比重分化程度变大，区

^① 改革开放后，我国实施率先推动东部沿海地区发展的战略（部分地区先富），逐步形成梯度发展态势。20 世纪末，为缩小区域发展差距，相继出台一系列促进区域平衡的协调发展战略（先富带动后富，走向共同富裕）：2000 年起，实施西部大开发战略；2003 年起，实施振兴东北老工业基地战略；2004 年起，实施中部崛起战略；2006 年起，东部地区率先发展战略。十八大以来，党中央和习近平总书记高度重视区域经济协调发展。二十大后召开多场推动区域发展战略座谈会，部署落实新时代推动东北全面振兴（2023.9）、新时代推动中部崛起（2024.3）、新时代推动西部大开发（2024.4）。

域经济均衡性降低，该趋势主要源于东部率先发展的梯度发展策略^①；2006 年以后，随着区域平衡战略的推进，Dya 取值上升但趋势平缓。相比之下，以人口比重为参照的产值区域分布总差数（Dyp）均衡性较强（78-86），考察期内呈 U 型趋势：1991-2003 年区域发展均衡性快速下降，2004-2013 年则快速上升；首末两端 Dyp 基本稳定，近期（2013-2022 年）均衡性超过期初（1978-1990 年）。

两个分析指标整体变化趋势类似，但数值差异明显，表明参照指标的选取对结果有重要影响。鉴于不同省份自然条件和资源禀赋差异巨大，产值比重与面积比重接近绝非均衡性追求的目标，因此 Dya 不是良好参照。以产值比重与人口比重相协调衡量区域发展均衡性更为合理，Dyp 更具分析价值（1989 年后，其与产值密度变异系数判断一致）。

（二）单个地区经济结构分析

1. 产值密度比率

利用式（5.46）计算产值密度比率，通过各区域经济发展与全国平均水平的差异，反映区域经济发展均衡性。

表 5-8 各省区产值密度比率

| 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 |
|----|-------|-------|----|------|------|-----|------|------|-----|------|------|
| 上海 | 73.06 | 73.42 | 河南 | 2.91 | 2.93 | 山西 | 1.14 | 1.32 | 云南 | 0.50 | 0.49 |
| 北京 | 18.77 | 17.93 | 福建 | 2.98 | 2.43 | 江西 | 1.16 | 1.27 | 宁夏 | 0.43 | 0.48 |
| 天津 | 13.56 | 14.81 | 河北 | 2.34 | 2.31 | 吉林 | 0.90 | 0.99 | 甘肃 | 0.22 | 0.25 |
| 江苏 | 8.02 | 7.92 | 安徽 | 2.15 | 2.25 | 陕西 | 0.84 | 0.97 | 内蒙古 | 0.13 | 0.14 |
| 浙江 | 5.83 | 5.32 | 重庆 | 2.11 | 2.19 | 广西 | 0.85 | 0.88 | 新疆 | 0.08 | 0.08 |
| 广东 | 5.79 | 4.90 | 湖北 | 1.84 | 2.04 | 四川 | 0.78 | 0.86 | 青海 | 0.04 | 0.04 |
| 山东 | 5.08 | 4.82 | 湖南 | 1.61 | 1.71 | 贵州 | 0.56 | 0.66 | 西藏 | 0.01 | 0.01 |
| 辽宁 | 3.08 | 3.19 | 海南 | 1.49 | 1.47 | 黑龙江 | 0.58 | 0.63 | | | |

注：平均值由 1978-2022 年结果简单平均得到。

表 4-13 显示，各省区产值密度比率差异很大，上海为全国的 73 倍，而西藏不足全国的 1%。该比率在考察期内相当稳定，2000 年排序和考察期均值排序也高度一致。

2. 区位商

利用全国和天津市产业增加值数据，按照式（5.47）计算区位商。图 5-14 显示：第二产业尤其是工业，始终是天津市的专门化产业；第三产业中，计划经济时期批发零售业的专业化程度很高，改革开放之后交通运输仓储邮政业具有较高专业化程度。通过长期数据

^① 计划经济时期，辖区广阔的中西部和东北地区有较大的工业布局（如三线建设）。改革开放后，经济重心转移到东部沿海，中西部地区产值比重下降。从全国整体看，这一变化有其历史合理性。

分析，可以揭示一个地区的优势产业及其专业化程度变化趋势。

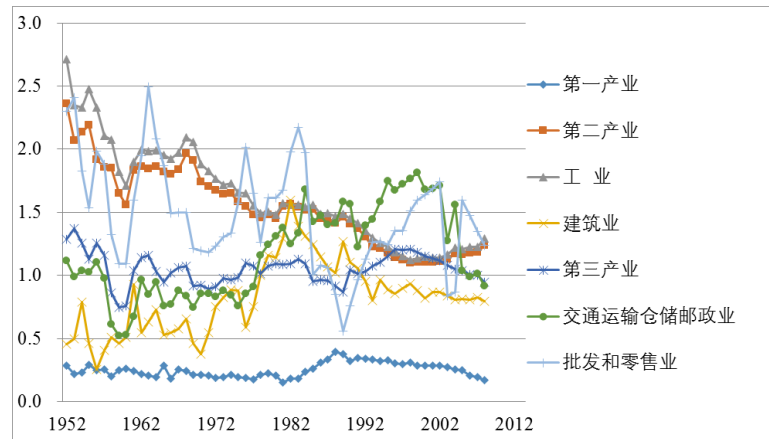


图 5-14 天津市三次产业及主要行业的区位商

3. 效率工资系数

利用相关数据，可以根据式（5.48）计算效率工资系数。为便于比较，进一步以全国为参照，得到各省效率工资系数相对于全国的倍数。同时，计算各省名义工资率相对于全国的倍数。将二者对比，有助于揭示效率工资系数的内在特征。

表 5-9 各省区效率工资系数及工资率同全国之比

| 效率工资系数（以全国为 1） | | | | | | 工资率（以全国为 1） | | | | | |
|----------------|------|------|----|------|------|-------------|------|------|----|------|------|
| 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 | 省区 | 2000 | 平均 |
| 上海 | 0.74 | 0.69 | 吉林 | 1.22 | 1.08 | 上海 | 3.08 | 2.36 | 吉林 | 1.50 | 1.29 |
| 天津 | 0.86 | 0.77 | 河南 | 1.01 | 1.09 | 天津 | 2.11 | 1.77 | 河南 | 0.68 | 0.77 |
| 北京 | 0.86 | 0.81 | 湖北 | 1.25 | 1.11 | 北京 | 3.15 | 2.30 | 湖北 | 1.08 | 1.00 |
| 辽宁 | 0.92 | 0.89 | 海南 | 1.02 | 1.11 | 辽宁 | 1.52 | 1.45 | 海南 | 1.16 | 1.10 |
| 山西 | 0.84 | 0.91 | 福建 | 0.99 | 1.12 | 山西 | 0.80 | 0.91 | 福建 | 1.63 | 1.38 |
| 黑龙江 | 0.89 | 0.92 | 安徽 | 1.02 | 1.12 | 黑龙江 | 1.24 | 1.32 | 安徽 | 0.62 | 0.74 |
| 江苏 | 0.93 | 0.93 | 青海 | 1.08 | 1.13 | 江苏 | 1.45 | 1.31 | 青海 | 0.73 | 0.96 |
| 浙江 | 0.88 | 0.94 | 重庆 | 1.24 | 1.13 | 浙江 | 1.45 | 1.23 | 重庆 | 0.84 | 0.82 |
| 山东 | 0.98 | 0.96 | 新疆 | 1.01 | 1.13 | 山东 | 1.09 | 1.06 | 新疆 | 1.44 | 1.37 |
| 内蒙古 | 1.01 | 1.03 | 江西 | 1.24 | 1.17 | 内蒙古 | 1.06 | 1.23 | 江西 | 0.86 | 0.84 |
| 河北 | 1.08 | 1.05 | 贵州 | 1.23 | 1.17 | 河北 | 1.17 | 1.03 | 贵州 | 0.49 | 0.54 |
| 云南 | 0.90 | 1.05 | 湖南 | 1.20 | 1.19 | 云南 | 0.58 | 0.62 | 湖南 | 0.85 | 0.86 |
| 宁夏 | 1.05 | 1.06 | 广西 | 1.20 | 1.23 | 宁夏 | 0.81 | 0.96 | 广西 | 0.71 | 0.77 |
| 陕西 | 1.12 | 1.06 | 四川 | 1.18 | 1.28 | 陕西 | 0.80 | 0.83 | 四川 | 0.72 | 0.81 |
| 甘肃 | 1.22 | 1.07 | 西藏 | 1.39 | 1.59 | 甘肃 | 0.62 | 0.63 | 西藏 | 0.95 | 1.11 |
| 广东 | 1.06 | 1.07 | | | | 广东 | 2.11 | 1.64 | | | |

注：平均值由 1978-2014 年结果简单平均得到。

表 5-9 显示：对于评价一个地区的价格竞争力而言，工资率并非有效指标。京津沪三个直辖市的工资率远高于全国水平，表明其劳动力成本高昂；但其劳动生产率也远高于全

国水平，效率工资系数反而远低于全国水平。处于另一极端的贵州，工资率只有全国一半，但其效率工资系数明显高于全国。效率工资系数将劳动力的工资水平与其生产率相比较，能更好反映某区域劳动力资源的竞争优势。

第七章 消费需求统计分析

第五节 中国消费函数估计与选择

第二节探讨的各类消费函数，主要源自对西方国家历史数据的总结与提炼。其是否适于刻画我国居民的消费行为，以及哪种模型具有更好解释能力，有待实证检验。

一、中国消费函数选择

（一）国民经济消费函数比较

1. 数据说明

基于我国官方统计，在国民经济层面构造消费函数估计所需数据，跨度为 1952-2023 年。居民消费水平 C 直接取自官方数据，并借助可比价指数调整为 1978 年价格。居民收入 Y 使用人均 GNI，同样借助官方指数调整为 1978 年价格；相对收入 Y_h 使用此前年份 Y 的最大值；持久收入按照式 (7.6) 估算，其中平滑系数取 0.5。生命周期消费函数中，资产采用两种方式：一是人均储蓄存款余额，直接取自统计年鉴；二是人均资本存量 K ，由作者估算（方法见第 2 章）。模型估计利用 1952-2021 年数据，最后两年数据用于预测检验。

2. 结果比较

利用上述数据，分别估计各类消费函数，主要结果见表 7-6。

结果显示，同期收入是消费的重要决定因素：除相对收入模型外，其系数均显著为正；取值范围在 0.17 到 0.37 之间，但不同模型中其估计值不应直接比较。绝对收入模型中，消费倾向 0.369，引入二次项后降为 0.327；出人意料地是边际消费倾向递增，当然其强度非常微弱（人均收入增加 100 万元，平均而言，人均消费增加 1 元），对其不必过度解读。相对收入模型，两个解释变量的系数估计均未通过 t 检验，主要源于共线性问题（二者相关系数高达 0.9995）。持久收入模型显示，持久收入的消费倾向 0.408，明显高于当期收入的影响；暂时收入的消费倾向为负，但统计上不显著。生命周期模型显示，无论使用人均存款余额还是人均 K ，财产对消费均有促进作用；但消费始终由同期收入支配。两类预期模型具有共同的统计形式，估计结果显示：上期消费对本期消费的影响极强，同期收入的影响退居次席。

表 7-6 中国国民经济消费函数估计结果比较

| 模型 | | 式(7.1) | 式(7.2) | 式(7.4) | 式(7.5) | 式(7.8) | 式(7.8) | 式(7.10&12) |
|--------------------|------|--------------------------|--------------------------|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
| 常数项 | | 49.5*** 7.9 | 80.8*** 10.4 | 52.0*** 7.7 | 59.1*** 7.3 | 78.4*** 11.8 | 78.9*** 9.8 | 22.9** 9.7 |
| Y | | 0.369*** 0.006 | 0.327*** 0.015 | 0.143 0.169 | | 0.323*** 0.020 | 0.293*** 0.022 | 0.171** 0.065 |
| Y ² | | | 4.6E-6*** 1.4E-6 | | | | | |
| Y _h | | | | 0.241 0.177 | | | | |
| YP | | | | | 0.408*** 0.013 | | | |
| YT | | | | | -0.257 0.221 | | | |
| A | | | | | | 0.008** 0.003 | | |
| K | | | | | | | 0.020*** 0.006 | |
| C(-1) | | | | | | | | 0.576*** 0.188 |
| Adj R ² | | 0.9973 | 0.9984 | 0.9976 | 0.9984 | 0.9979 | 0.9985 | 0.9988 |
| 相对 预测 误差 | 2023 | -1.08% | 2.41% | 1.19% | 2.35% | 3.65% | 2.54% | 2.81% |
| | 2024 | -4.37% | -0.31% | -3.66% | -1.83% | 1.44% | -0.61% | -2.92% |
| | 平均偏差 | 2.72% | 1.36% | 2.42% | 2.09% | 2.54% | 1.57% | 2.87% |

注：系数估计值下方数字为稳健标准误；***，**，*分别表示 1%，5%和 10%水平下显著，后同。

从经济意义检验看，式（7.2）和式（7.5）不够理想。从统计检验看，调整后的拟合优度最高的预期模型、其次是引入人均 K 的持久收入模型。从预测检验看，各类模型对 2022 和 2023 年的预测效果差异不大，式（7.2）和式（7.8）效果更好。

3. 模型选择

结合三类检验，认为两类预期模型和持久收入模型，对我国居民消费行为具有更好的解释能力。然而，根据估计结果无法区分我国居民的消费模式属于理性预期还是适应预期。基本判断是：我国居民消费受当期收入影响很大，但还受此前各期收入的影响；无论资本 K 还是上期消费，实际都可看做对历史收入信息的综合代理。还需指出，相对收入模型在微观层面预计有更大解释能力，宏观数据之下其潜在优势难以发挥。

（二）城乡居民消费行为分析

1. 数据说明

同样基于官方统计，分别整理城乡居民消费与收入数据，跨度为 1978-2023 年。城乡居民消费水平 C 直接取自官方数据，并借助可比价指数调整为 1978 年价格。城乡居民收入 Y 使用人均可支配收入，并分别借助城市和农村 CPI 调整为 1978 年价格；相对收入 Y_h 使用此前年份 Y 的最大值；持久收入按照式（7.6）估算，其中平滑系数取 0.5。由于无法获得

分城乡的存款余额及资本存量 K 数据，不再考察生命周期消费函数。和前面一样，利用 1952-2021 年数据估计模型，最后两年数据用于预测检验。

2. 估计结果

表 7-7 和表 7-8，分别给出我国城镇居民和农村居民的消费函数估计结果。

表 7-7 中国城镇居民消费函数估计结果

| 模型 | 式(7.1) | 式(7.2) | 式(7.4) | 式(7.5) | 式(7.10&12) |
|-----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------|-----------------------|
| 常数项 | 270.9*** 66.4 | 70.2 48.0 | 249*** 60.7 | 241.4*** 59.5 | 69.3 54.3 |
| Y | 0.454*** 0.012 | 0.600*** 0.025 | 1.086*** 0.115 | | 0.079 0.067 |
| Y^2 | | -1.4E-5*** 2.3E-6 | | | |
| Yh | | | -0.668*** 0.116 | | |
| YP | | | | 0.391*** 0.009 | |
| YT | | | | 1.572*** 0.209 | |
| $C(-1)$ | | | | | 0.861*** 0.165 |
| Adj R^2 | 0.9899 | 0.9959 | 0.9921 | 0.9932 | 0.9963 |
| 平均预测误差 | 4.62% | 2.72% | 1.02% | 0.87% | 3.83% |

表 7-8 中国农村居民消费函数估计结果

| 模型 | 式(7.1) | 式(7.2) | 式(7.4) | 式(7.5) | 式(7.10&12) |
|-----------|--------------------------|--------------------------|------------------------|--------------------|-------------------------|
| 常数项 | -1.43 21.8 | 109*** 37.5 | -5.1 17.2 | -8.8 12.9 | -12.5** 5.6 |
| Y | 0.535*** 0.023 | 0.354*** 0.053 | -0.287 0.442 | | 0.118** 0.051 |
| Y^2 | | 4.2E-5*** 1.1E-5 | | | |
| Yh | | | 0.885* 0.459 | | |
| YP | | | | 0.680*** 0.021 | |
| YT | | | | -1.485*** 0.371 | |
| $C(-1)$ | | | | | 0.859*** 0.103 |
| Adj R^2 | 0.9870 | 0.9938 | 0.9897 | 0.9946 | 0.9976 |
| 平均预测误差 | 7.57% | 1.30% | 5.24% | 3.61% | 1.05% |

兼顾经济意义检验、统计检验和预测检验，持久收入假说对城镇居民消费行为的刻画能力最强。其表明：持久收入的消费倾向为 0.39，与国民经济整体估计结果非常接近；但暂时消费的储蓄倾向超过 1（1.57），暗示其全部用于消费后，进一步带动对持久收入的使用。式（7.2）估计结果也较好，其估计的消费倾向为 0.6，且支持边际消费倾向递减的理

论预期。相对收入模型估计系数无法通过经济意义检验，预期模型则难以通过统计检验。

对农村居民消费而言，综合各类检验，式(7.2)绝对收入模型和预期模型效果较好。预期模型的预测效果最佳，表明农村居民消费受上期消费影响很大。绝对收入模型的消费倾向取值合理；虽不符合边际消费倾向递减规律，但二次项系数绝对值非常微小，农村居民消费倾向并未下降主要源于其收入尚处于较低水平。由于共线性问题，相对收入模型的消费倾向为负值，严重违背理论预期。而另外两个模型的预测误差也较大。

3. 城乡差异

我国城乡居民消费行为存在若干明显差异：根据式（7.1）估计结果，我国城镇居民自发消费明显高于农村，同时消费倾向低于农村；式（7.2）进一步表明，城镇居民边际消费倾向递减，而农村居民消费倾向轻微上升，后者成因还有待深入探讨；城镇居民消费行为可由持久收入模型很好刻画，而农村居民消费行为与绝对收入模型更接近；预期模型对农村居民消费行为有一定解释能力，但对城镇居民消费行为的刻画效果不佳。

当然，本节结果仅基于全国时序数据，由于时期较短其对内在规律的揭示能力还有待评估。如果构造省级面板数据，或者使用微观调查户数据，有望对城乡居民消费函数特征与异同给出更有力的反映。

二、中国 ELES 模型估计

基于我国官方统计，构建全体居民和分城乡居民的消费结构数据，跨度为 1998-2023 年。指标包括：全体居民人均可支配收入 Y ，城镇居民人均可支配收入 Y_u ，农村居民可支配收入 Y_r ；全体居民分类消费支出 V_i ，城镇居民分类消费支出 V_{ui} ，全体居民分类消费支出 V_{ri} ，其中消费共分为 8 类。式（7.17）中的变量 Y 和 V_i 都是名义量，可直接使用现价数据，无需进行价格调整。

（一）居民整体消费模式

首先考察全体居民的消费模式，重点比较分类支出的边际消费倾向。对式（7.17）这一联立方程模型，采用似无相关回归（Seemingly Unrelated Regression）方法进行估计。为提升估计效果，对加权矩阵和系数估计值做同时迭代。主要估计结果，见表 7-9。

表 7-9 中国全体居民 ELES 模型估计结果

| 消费支出 类别 i | 基本需求 a_i | | 消费倾向 b_i | | 拟合效果 Adj R^2 |
|----------------|------------|------|------------|--------|-------------------|
| | 估计值 | 标准误 | 估计值 | 标准误 | |
| 1. 食品烟酒 | 1102.2*** | 94.3 | 0.184*** | 0.0025 | 0.9929 |
| 2. 衣着 | 287.7*** | 46.0 | 0.037*** | 0.0019 | 0.9044 |
| 3. 居住 | 157.5** | 67.5 | 0.167*** | 0.0013 | 0.9976 |
| 4. 生活用品及服务 | 134.2*** | 24.1 | 0.040*** | 0.0007 | 0.9887 |
| 5. 交通通信 | 112.3** | 57.1 | 0.095*** | 0.0015 | 0.9908 |
| 6. 教育文化娱乐 | 292.2*** | 57.4 | 0.070*** | 0.0020 | 0.9689 |
| 7. 医疗保健 | 69.9*** | 24.9 | 0.060*** | 0.0012 | 0.9848 |
| 8. 其他用品及服务 | 73.7*** | 10.1 | 0.015*** | 0.0003 | 0.9812 |
| 合计 | 2229.7 | —— | 0.667 | —— | —— |

模型具有出色的估计效果，所有变量均在 0.05 的显著水平通过统计检验，所有单个方程调整后 R^2 均大于 0.9。各类消费的基本需求均显著为正，其中食品最高、其次是教育和衣着；基本需求合计占同期实际消费支出的 19%，与日常经验和理论预期相符。对满足基本需求后的结余可支配收入，各类边际消费倾向均显著为正，其中食品最高（0.184），其他用品及服务（0.015）最低；边际消费倾向之和为 0.667，同样通过经济意义检验。食品支出的基本需求和边际消费倾向均最高，在居民消费支出中占首要地位；居住支出同样有很高消费倾向，交通通信、教育文化娱乐的作用也不容忽视。

（二）城乡居民消费差异

按照同样方式，分别对城镇居民和农村居民估计 ELES 模型，结果见表 7-10。

表 7-10 中国城镇居民与农村居民 ELES 模型估计结果

| 消费支出 类别 i | 城镇居民 | | 农村居民 | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | a_i 估计值 | b_i 估计值 | a_i 估计值 | b_i 估计值 |
| 1. 食品烟酒 | 1888.4*** | 0.161*** | -50.1 | 0.249*** |
| 2. 衣着 | 601.5*** | 0.032*** | -47.7*** | 0.044*** |
| 3. 居住 | 355.2*** | 0.165*** | -367.5*** | 0.182*** |
| 4. 生活用品及服务 | 306.9*** | 0.036*** | -94.4*** | 0.049*** |
| 5. 交通通信 | 357.8*** | 0.087*** | -361.7*** | 0.122*** |
| 6. 教育文化娱乐 | 555.2*** | 0.064*** | -94.1** | 0.085*** |
| 7. 医疗保健 | 266.4*** | 0.050*** | -278.5*** | 0.092*** |
| 8. 其他用品及服务 | 164.4*** | 0.015*** | -15.7** | 0.015*** |
| 合计 | 4495.9 | 0.610 | -1309.6 | 0.837 |

简化起见，表 7-10 中不再列出系数估计值的标准误，仅用星号标记显著性。所有单个方程调整后 R^2 均很高，仅有一个低于 0.9（0.822），表明模型拟合优度良好。

对城镇居民而言，其参数估计结果的绝对值和相对关系，与表 7-9 的居民整体结果高度一致。各类消费的基本需求均显著为正，其中食品最高、其次是衣着和教育；基本需求合计占同期实际消费支出的 28%，符合经验与理论预期。对结余可支配收入，各类边际消费倾向均显著为正：其中居住消费倾向（0.165）超过食品（0.161）居首位，凸显出居住是城镇居民最重要的支出项目；边际消费倾向之和（0.61）与居民整体接近。

反观农村居民，其参数估计结果与居民整体和城镇居民存在明显区别。相比之下，该模型拟合效果不好：农村居民食品基本需求统计上无异于 0，其他 7 项基本需求则全部为负值且统计显著，这明显有悖常识，无法通过经济意义检验。同时，分类消费倾向估计值明显高于城镇居民，消费倾向合计高达 0.84。粗略判断，该模型存在对基本需求的严重低估，以及对消费倾向的明显高估。上述问题的成因可能在于，由于存在较多的实物消费和非现金收入，农村居民收支统计质量和可靠性远不如城镇，导致明显估计偏差。此外，数据跨度过短也是潜在诱因之一。

为改善 ELES 模型估计效果，有待数据质量提升和数据跨度扩展，这对考察农村居民消费模式尤其重要。有鉴于此，前述估计结果仅可用于初步分析，不宜过度解读。

第九章 就业失业统计分析

第四节 中国就业与失业统计分析

三、中国自然失业率估计

自然失业率是经济运行处于均衡状态（充分就业）时的失业率。根据菲利普斯曲线，通常将非加速通胀之下的失业率(Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, NAIRU)看作自然失业率。参考都阳和张翕（2022），利用“三角模型”进行估计。

（一）数据说明

根据理论模型要求，估算自然失业率需要失业率和价格指数的时间序列，还要确定反映供给冲击的变量。

1. **失业率**。调查失业率是估算自然失业率的核心指标，但我国早期数据严重缺失。此处使用 2019 年 1 月至 2024 年 11 月的城镇调查失业率，共 71 个观察值。

2. **价格指数**。居民消费价格指数（CPI）是衡量价格变动的常用指标。使用同一时期的全国 CPI 月度环比数据，可避免翘尾因素等对 CPI 时间序列的影响。

3. **供给冲击变量**。参考已有研究，选取国际原油价格指数和美元价格指数，作为对中国经济供给体系的外生冲击变量。数据取自 Wind 数据库。

（二）模型设定

经济扩张时期，NAIRU 低于自然失业率，经济收缩时期，NAIRU 高于自然失业率。估计一定时期的不变 NAIRU，可以作为自然失业率的近似。

1. 理论模型

菲利普斯曲线是估计 NAIRU 的理论基础，其给出价格与失业率此消彼长的关系：

$$\pi = \pi^e + \alpha(u - u^*) \quad (9.7)$$

其中， π 为实测通货膨胀， π^e 为通货膨胀预期， u 为实测失业率， u^* 为自然失业率。参数 α 理论上为负值，反映超常失业率与非预期通胀之间的替代关系。图 9-13 显示，样本

区间内，菲利普斯曲线得到我国数据的支持。

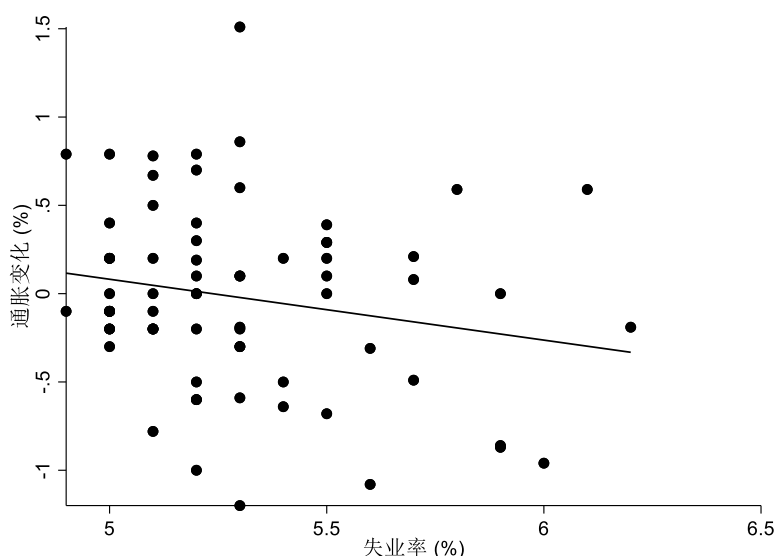


图 9-13 中国菲利普斯曲线存在性：2019-2024

估计 NAIRU 最常使用三角模型，其认为通货膨胀率的影响因素分为三大类：

$$\pi_t = \alpha(L)(u_t - u^*) + \beta(L)\pi_t^e + \gamma(L)v_t + \varepsilon_t \quad (9.8)$$

其中，超常失业率 $(u_t - u^*)$ 反映总需求缺口； π_t^e 体现价格惯性； v_t 反映供给侧冲击。

实际估计过程中，滞后期数根据数据拟合情况确定。

2. 计量模型

三角模型的实证估计，关键问题是通胀预期形成与滞后期数确定。前者主要有两类方法。一是直接度量通胀预期，具体可对个体做问卷调查，或以通胀调整国债和常规国债的收益率之差反映，但因数据制约在我国尚难使用。二是利用历史价格形成通胀预期：

$$\pi_t^e = \sum_{j=1}^n \beta_{t-j} \pi_{t-j} \quad (9.9)$$

确定通胀预期的滞后阶数并无绝对标准^①，根据回归结果选取滞后期为 6。模型中另两个外生冲击变量，也需要确定滞后阶数。使用相似方法，确定原油价格滞后期为 3，美元指数滞后期为 2。将式 (9.9) 代入式 (9.8)，做一阶差分，得到可估计模型：

$$\begin{aligned} \Delta \pi_t = & \alpha(u_{t-1} - u^*) + \sum_{j=1}^6 \beta(L) \Delta \pi_{t-j} + \sum_{k=0}^3 \gamma_{t-k}(L) \Delta v_{t-k} \\ & + \sum_{l=0}^2 \theta_{t-l}(L) \Delta \varpi_{t-l} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9.10)$$

^① 确定滞后项的一般原则有：（1）观察当期项和各阶滞后项的统计显著性；（2）观察不同阶数估计式之下调整后拟合优度大小，越大越好；（3）观察不同阶数估计式得到的 AIC 或 BIC 数值大小，越小越好。

(三) 估计结果

根据式 (9.10) 估计菲利普斯曲线，基本结果见表 9-8。

表 9-8 菲利普斯曲线估计结果

| | 回归系数估计 | |
|----------------|----------|---------|
| alpha | -0.377** | (0.169) |
| 控制变量 | yes | |
| 控制变量滞后项 | yes | |
| 常数项 c | 1.945** | (0.908) |
| 样本量 | 65 | |
| R ² | 0.295 | |

注：括号内为稳健标准误，*和**分别表示系数估计量在 10%和 5%的水平上显著。

由式 (9.7) 可知， $u^* = -c/\alpha$ 。根据表 9-8 的估计结果计算，考察期内的不变自然失业率水平为 5.13%。

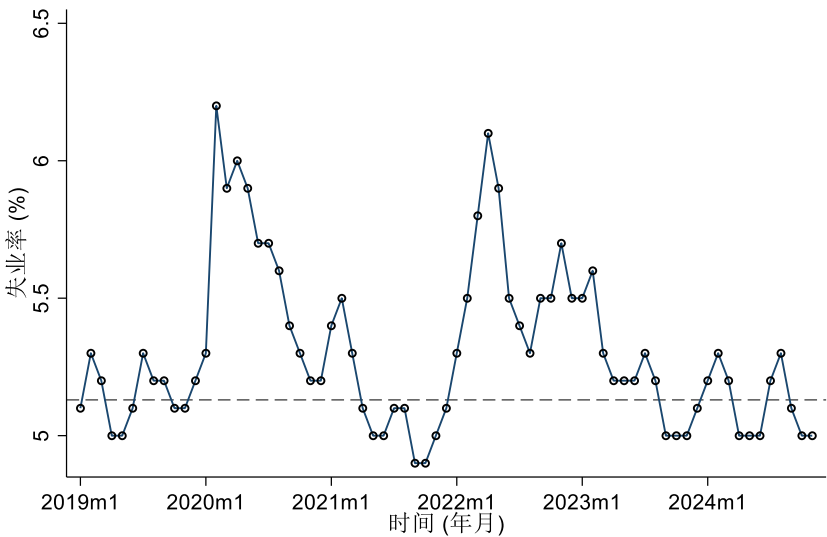


图 9-14 城镇调查失业率与不变的 NAIRU

图 9-14 将城镇调查失业率统计数据与自然失业率估计值进行对比，发现我国失业率存在周期波动，2020 年 1 月以后波动幅度显著扩大，需要加大宏观调控政策力度。

四、就业与经济增长关系

劳动力是重要的投入要素，就其对经济增长的重要影响第四章已有讨论。反方向看，经济增长也会因需求效应拉动就业增长，可由经济增长的就业弹性反映：

$$E_{LY} = \frac{\Delta L / L}{\Delta Y / Y} = g_L / g_Y \tag{9.11}$$

其说明经济增长率提高 1 个百分点，可令就业提高几个百分点。下面利用我国经济增

长和就业数据，按照式（9.11）计算 1978 年以来我国的就业弹性。

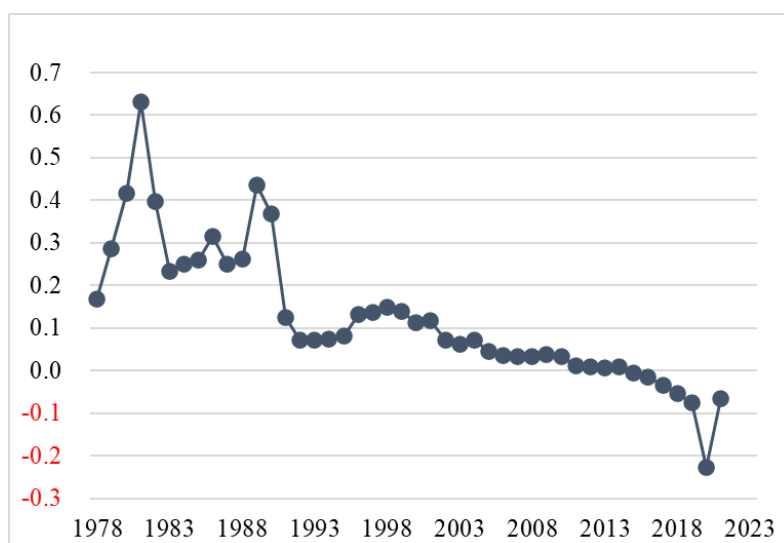


图 9-15 国民经济层面就业弹性变化趋势：1978-2022

图 9-15 显示，国民经济层面的就业弹性整体呈下降趋势，但具有明显的阶段性特征。改革开放初期，我国处于“高增长、高就业”阶段，就业弹性保持在 0.2 以上的高水平，1982 年峰值高达 0.6，经济增长有很强的就业创造效应。20 世纪 90 年代以来，转向“高增长、低就业”阶段，经济增长对就业的拉动力较弱：1991-2005 年，就业弹性均值约为 0.1；2006-2015 年，就业弹性在 0.01-0.03 之间。2016 年以后，经济增长对就业不再有拉动，就业弹性出现负值，意味着经济增长更多依靠资本积累和劳动节约型技术，且这一趋势有进一步加剧的倾向。

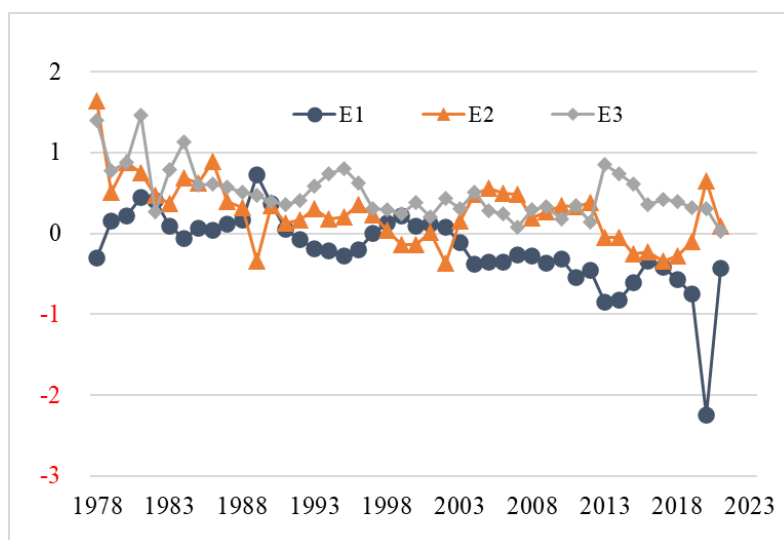


图 9-16 三次产业层面就业弹性变化趋势：1978-2022

图 9-16 进一步给出三次产业层面的就业弹性，其变动幅度远高于国民经济就业弹性，且不同产业变动方向差异显著。经济增长对第一产业就业的影响表现为剩余劳动力的“蓄

水池”作用，绝大多数年份就业弹性为负值，经济增长推动农业劳动力向非农部门转移。第二产业就业弹性多数年份为正，但整体呈波动下降趋势，随着技术水平提升和产业结构升级，其对劳动就业的吸纳能力有所下降。考察期内，第三产业就业弹性始终为正，且保持在较高水平（均值达 0.5），其构成我国吸纳就业的主要领域；劳动密集型的传统服务业对就业拉动更大，但随着资本与技术密集的现代服务业比重上升，第三产业的就业吸纳能力有所下降。特别是，由于我国人口出生率下降和劳动力数量减少，未来就业增长率很可能进一步降低甚至转为负值，经济增长与就业减少并存的局面或将变为常态。

第十章 价格变动统计分析

第四节 通货膨胀与通货紧缩影响分析

一、通货膨胀的宏观经济影响

(一) 通货膨胀对经济增长的影响

无论理论探讨还是经验研究，关于通货膨胀对经济增长的影响尚无定论。通货膨胀可以通过多种渠道影响经济增长，其最终效应取决于各种渠道的作用方向与强度（赵彦云，2014）。“有利论”的论据主要包括：通货膨胀的收入分配效应有利于提高财政收入，从而扩大公共投资；有利于高收入阶层，从而提高储蓄率和投资率，费尔德斯坦曲线显示通货膨胀与资本形成具有同向变化关系。“有害论”的论据主要包括：对实行固定汇率的国家，通货膨胀会导致其贸易恶化；政府在通胀期间对名义利率和重要物资价格的控制，会影响资金流向和资源配置效率；通货膨胀会增大投资风险与经营风险，导致投资减少。

表 10-1 的跨国实证研究结果表明，通货膨胀对经济增长的影响并不明确。二者关系在不同国家差异很大：对样本内的工业化国家，负相关和不相关的个数不相上下，没有一个国家正相关；对发展中国家而言，绝大多数不相关，7 个负相关，但有 2 个正相关。

表 10-1 通货膨胀与经济增长关系的跨国检验

| | 检验的 国家总数 | 二者正相关 | | 二者负相关 | | 二者不相关 | |
|-------|-------------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| | | 国家数 | 比重 | 国家数 | 比重 | 国家数 | 比重 |
| 工业化国家 | 19 | 0 | 0% | 9 | 47.4% | 10 | 52.6% |
| 发展中国家 | 37 | 2 | 5.4% | 7 | 18.9% | 28 | 75.7% |

注：W.琼，P.J.马歇尔. 通货膨胀与经济增长：关于促进论者和促退论者见解的国际论证，《经济学译丛》1987 年第 10 期。引自赵彦云《宏观经济统计分析》，中国人民大学出版社，2014 年版，201 页。

利用我国 1978-2022 年经济增长率和 CPI 统计数据，建立回归模型初步考察通货膨胀对经济增长的影响。

$$g\hat{Y} = 2.59 + 0.71gY(-1) + 0.15CPI - 0.38CPI(-1) + 0.23CPI(-2) \quad (10.11)$$

(0.37) (6.02) (2.17) (-4.33) (3.01)

估计结果显示：改革开放以来，我国经济增长具有较强的自相关，前期经济增长率提高一个百分点，当期经济增长率提高 0.71 个百分点，是经济增长的决定力量；通货膨胀对

经济增长的影响较小，且方向上不够明确，当期和滞后 2 期的通货膨胀对经济增长有促进作用，滞后 1 期通货膨胀的影响则显著为负；如果连续三年通货膨胀率均提高 1 个百分点，其影响正负相抵后，对经济增长的净效应几乎为 0。对此问题的深入研究，可尝试借助中介效应模型，就混合结果背后的各类理论机制进行剖析。

（二）通货膨胀对收入分配的影响

理论上，通货膨胀对国民经济中不同主体的收入分配具有重要影响。

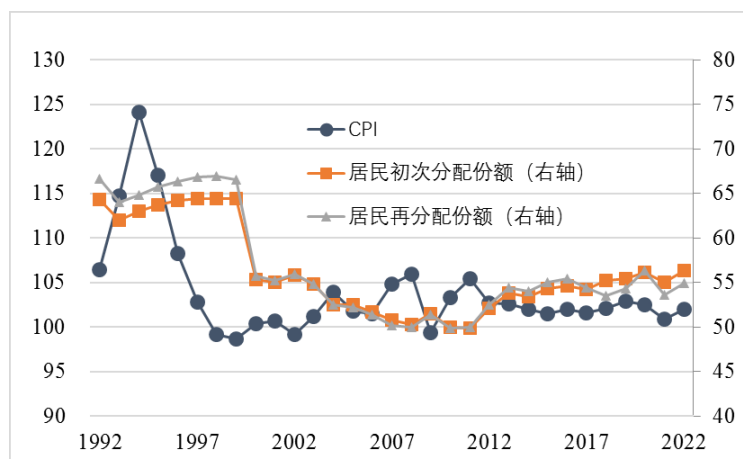


图 10-5 中国 CPI 与居民收入分配份额的走势比较

通常而言，实际工资会因物价上涨而下降，导致工资在国民收入中的实际份额下降，以工资为固定收入的劳动者是主要受损者。此外，债务人相对获利，债权人将会受损；实际财富持有者获益，货币持有者受损。

图 10-5 给出我国 CPI 与居民收入份额的变化趋势对比。对 2000 年前后两个阶段分别进行观察^①，可以发现：无论使用初次分配还是再分配阶段的数据，物价变化与居民收入份额呈负相关关系；1992-1999 年，CPI 与居民初次分配份额和再分配份额的相关系数分别为 -0.73 和 -0.79；2000-2022 年，CPI 与居民初次分配份额和再分配份额的相关系数分别为 -0.58 和 -0.61。鉴于工资是居民部门的主要收入来源，上述结果有力印证了通货膨胀对固定工资收入者的不利影响。

（三）通货膨胀对消费结构的影响

通货膨胀会降低货币购买力，进而影响消费意愿与消费能力。通货膨胀程度不高的情况下，其会降低消费能力，从而减少消费。但严重通货膨胀条件下，通胀预期会引发避险性抢购，短期内因消费意愿强烈而推高消费。因此，其综合效应不易预判。

^① 1999 年到 2000 年，我国居民收入份额下降约 10 个百分点，这种剧烈下降主要源于统计口径变化。

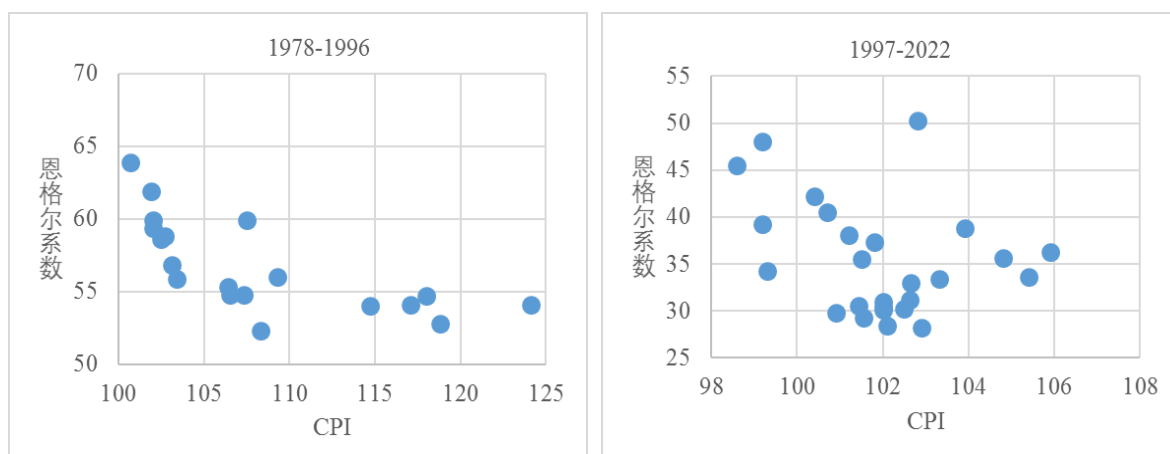


图 10-6 中国 CPI 与恩格尔系数的关系

通货膨胀对消费结构的影响，同样值得关注。以恩格尔系数衡量消费结构，利用我国 1978-2022 年数据考察通货膨胀对消费结构的影响。根据第三节的通货膨胀阶段探讨，将考察期一分为二：1978-1996 年出现多轮奔腾通货膨胀；1997-2022 年则以爬行通货膨胀为主。图 10-6 显示：前一子时期，恩格尔系数与通货膨胀具有很强负向关系（相关系数-0.69）；后一时期呈轻微负相关关系（相关系数-0.31）。该结果暗示，高通胀条件下居民购买囤积的主要并非食品，而是更易存储且价值更高的耐用性消费品。

（四）通货膨胀对失业率的影响

宏观经济学中，菲利普斯曲线十分著名。该曲线源于菲利普斯对英国 1861-1957 年失业率和货币工资变化率历史数据的经验观察。此后，萨缪尔森和索洛将其发展为刻画失业与通货膨胀之间替代关系的有力工具。菲利普斯曲线表明：失业率与通货膨胀率呈反向变动关系；宏观经济政策调控，可在失业率与通货膨胀率之间权衡取舍；通货膨胀率为 0 时，对应的失业率称为自然失业率。

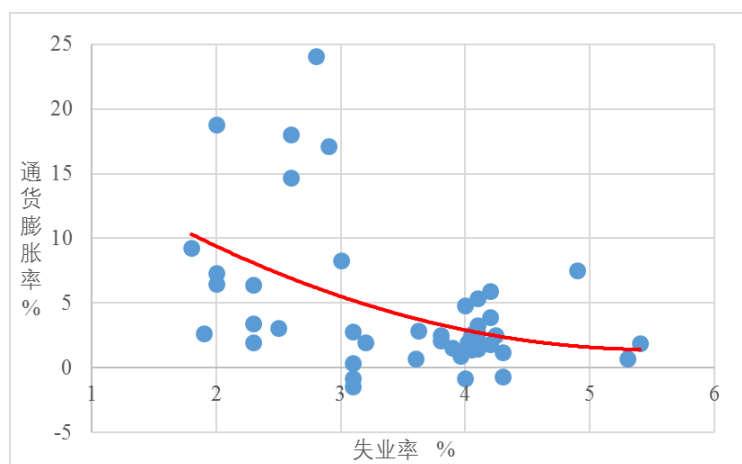


图 10-7 基于长期年度登记失业率的菲利普斯曲线检验

图 10-7 利用我国 1978-2021 年统计数据,绘制城镇登记失业率与通货膨胀率的散点图,并拟合对应的菲利普斯曲线。结果显示,城镇登记失业率与通货膨胀率之间存在替代关系(二者相关系数为-0.44);据其判断,我国的自然(登记)失业率在 4%左右,温和通胀之下的(登记)失业率范围大致在 2%-5%之间。

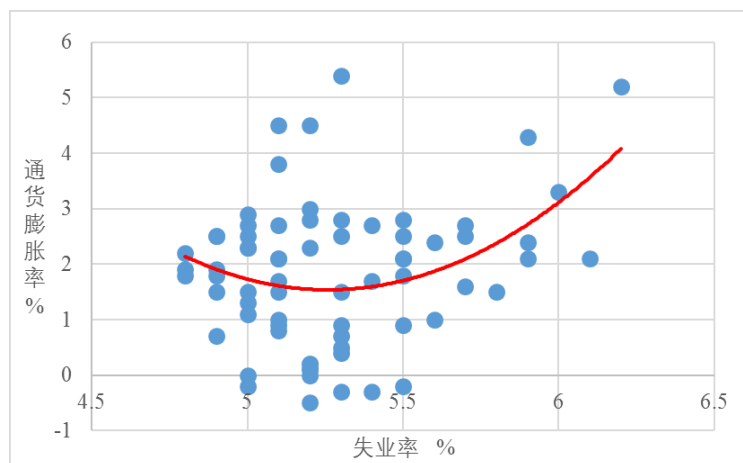


图 10-8 基于短期月度调查失业率的菲利普斯曲线检验

使用 2018 年 1 月至 2024 年 7 月的城镇调查失业率数据,检验我国短期菲利普斯曲线的存在性。其中,通货膨胀率采用 CPI 同比指数(上年同月=100)减去 100 获得。结果显示,最近 6 年多我国通胀率与失业率呈 U 型曲线,菲利普斯曲线并不成立。尤其是,2020 年 2 月至 2023 年 2 月之间有 22 个月失业率超过 5.4%,该时期失业率且与通胀率正相关(相关系数为 0.60)。鉴于上述结果受疫情及国际形势等外生冲击干扰,故对短期菲利普斯曲线在我国是否适用,还有待积累更长数据做进一步检验。

二、通货紧缩的宏观经济影响

学术界对通货膨胀及其影响已有众多研究,而通货紧缩影响研究则相形见绌。就通货膨胀的影响,主要有三种意见(陈瑾玫,2005)。一是有利论,阿尔弗雷德·岑克尔认为“没有理由害怕(生产力提高和商品增多之际单纯物价下降的)通货紧缩”,其乐见经济因技术进步和生产力提高而进入无通胀经济增长的“黄金地带”。二是利弊兼有论,曼德尔尽管承认通货紧缩有某些损害,但认为其整体上利大于弊,好处主要体现在促进利率下降并鼓励长期投资、改善消费者生活水平、扩大政策操作空间。三是有害论,克鲁格曼认为通货紧缩危害全球经济,甚至可能引发世界范围的大萧条,通货紧缩往往更多反映有效需求不足而非生产率提高,传统政策工具很难做出有效应对。可见,要评判通货紧缩的影响,首要任务是明确其主要成因究竟为良性(生产率提高)还是恶性(总需求不足)。

由于我国 CPI 低于 100 的年份偏少，难以对通货紧缩的影响开展深入的统计分析。此处粗略列出几点潜在影响（陈瑾玫，2005）：一是通过企业资产下降、居民财富缩水 and 政府财富贬值，导致国民经济的财富收缩；二是通货紧缩可能导致实际利率上升、投资预期收益下降，从而抑制消费与投资需求；三是使企业利润下降，并导致失业增加。当然，良性通货紧缩也有前述良性影响。鉴于近期通货紧缩征兆日益明显，今后应加强对通货紧缩影响的理论研究，并积累更充分的数据开展扎实的实证分析。

第十一章 国际收支统计分析

第四节 对外资产负债统计分析

根据国家外汇管理局公布的国际投资头寸表，对我国资产负债存量及变动进行分析。

一、整体分析

（一）资产规模与结构

我国对外资产持续上升，从 2004 年的 0.94 万亿美元，增长到 2022 年的 9.26 万亿美元。从构成看，储备资产始终占最大比重，其次为直接投资类、其他投资类和证券投资类资产，金融衍生工具资产比重微小。

表 11-14 中国对外资产存量结构及强度变化趋势（年末值）

| | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 | 2012 | 2014 | 2016 | 2018 | 2020 | 2022 |
|------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 对外资产（亿美元） | 9362 | 17009 | 29661 | 41424 | 52353 | 64839 | 65788 | 74327 | 88791 | 92580 |
| 1 直接投资 | 6.4 | 5.9 | 6.6 | 8.2 | 10.5 | 14.2 | 21.6 | 26.9 | 29.1 | 30.2 |
| 比 2 证券投资 | 9.9 | 15.6 | 8.5 | 6.2 | 4.6 | 4.1 | 5.7 | 6.8 | 10.2 | 11.2 |
| 重 3 金融衍生工具 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.3 |
| % 4 其他投资 | 17.7 | 14.9 | 18.6 | 15.2 | 20.1 | 21.5 | 25.5 | 23.6 | 22.7 | 22.6 |
| 5 储备资产 | 66.1 | 63.5 | 66.3 | 70.3 | 64.7 | 60.1 | 47.1 | 42.6 | 37.8 | 35.7 |
| 对外资产/GDP % | 47.9 | 61.8 | 64.5 | 68.0 | 61.4 | 61.9 | 58.5 | 53.5 | 60.4 | 51.5 |

资料来源：根据国家外汇管理局公布的“中国国际投资头寸表”计算。

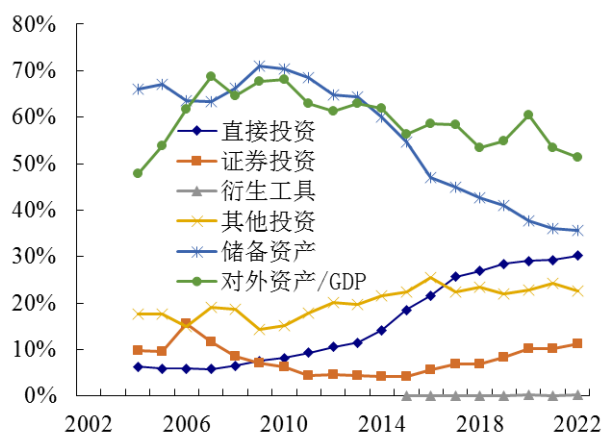


图 11-17 中国对外资产结构及强度变化趋势

图 11-17 反映各类比重的变化趋势：直接投资类资产持续上升，比重超过 30%，接近

储备资产比重；其他投资类资产比重较高但上升较慢，占比超过 20%；证券投资类资产比重呈 U 型变化，目前占比 10% 上下；2009 年以来，储备资产比重持续下降，由 71% 降至 35.7%，降幅高达一半。鉴于直接投资类资产的收益率明显高于储备资产收益率，上述比重变化意味着我国对外资产结构有所优化。

将我国对外资产存量除以同年 GDP，可揭示其相对规模：2007 年达到峰值 69%，此后波动下降到 2022 年的 51%，表明我国对外资产规模增长速度低于经济增长率。

（二）负债规模与结构

我国对外负债持续上升，从 2004 年的 0.7 万亿美元，增长到 2022 年的 6.73 万亿美元。从构成看，直接投资类负债始终占最大比重，其次为证券投资类和其他投资类负债，金融衍生工具类负债出现很晚但快速上升。

表 11-15 中国对外负债存量结构及强度变化趋势（年末值）

| | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 | 2012 | 2014 | 2016 | 2018 | 2020 | 2022 |
|-----------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 对外负债（亿美元） | 6954 | 11822 | 15735 | 26583 | 35573 | 48736 | 45940 | 53252 | 65923 | 67267 |
| 1 直接投资 | 53.1 | 52.0 | 58.2 | 59.0 | 58.1 | 53.3 | 60.0 | 53.1 | 49.0 | 52.0 |
| 2 证券投资 | 14.3 | 21.4 | 17.7 | 17.0 | 15.4 | 17.1 | 18.5 | 21.8 | 29.7 | 26.5 |
| 3 金融衍生工具 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.1 | 14.1 | 19.1 | 16.7 |
| 4 其他投资 | 32.7 | 26.7 | 24.1 | 24.0 | 26.5 | 29.6 | 21.4 | 7.7 | 10.5 | 9.8 |
| 对外负债/资产 % | 74.3 | 69.5 | 53.1 | 64.2 | 67.9 | 75.2 | 69.8 | 71.6 | 74.2 | 72.7 |

资料来源：根据国家外汇管理局公布的“中国国际投资头寸表”计算。

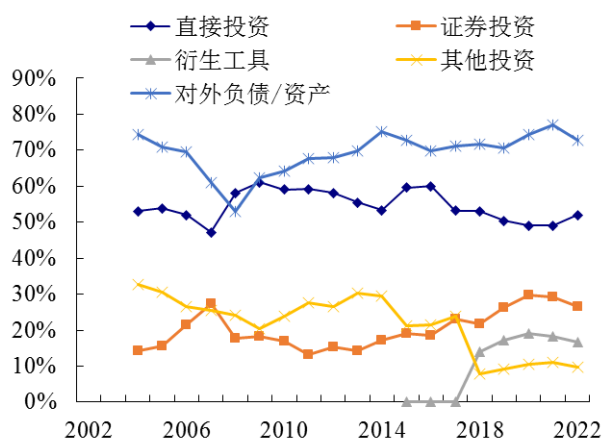


图 11-18 中国对外负债结构及强度变化趋势

图 11-18 反映各类比重的变化趋势：直接投资类负债比重最高，在 50% 至 60% 之间波动，并无明确升降趋势；证券投资类负债波动上升，由 15% 左右提高到 25% 上下，规模仅次于直接投资；其他投资类负债由 30% 以上降至 10% 以下，已被金融衍生工具类负债超越。

与图 11-17 比较可知,我国对外负债的直接投资类比重,远高于对外投资的同类比重,导致我国经常账户之下的投资收益(项目号 1.B.2)每年有大量逆差。

将对外负债除以对外资产,可以揭示我国对外负债的相对规模:2008 年达到最低值 0.53,此后波动上升到 0.75 上下,表明我国对外负债增长快于对外资产增长。

(三) 净头寸规模与结构

我国对外净头寸持续上升,从 2004 年 0.24 万亿美元,增长到 2022 年 2.53 万亿美元。

表 11-16 中国对外净头寸规模及强度变化趋势(年末值)

| | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 | 2012 | 2014 | 2016 | 2018 | 2020 | 2022 |
|------------|------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 净头寸(亿美元) | 2408 | 5187 | 13926 | 14841 | 16781 | 16103 | 19849 | 21075 | 22868 | 25313 |
| 净头寸/资产(%) | 25.7 | 30.5 | 46.9 | 35.8 | 32.1 | 24.8 | 30.2 | 28.4 | 25.8 | 27.3 |
| 净头寸/GDP(%) | 12.3 | 18.8 | 30.3 | 24.4 | 19.7 | 15.4 | 17.7 | 15.2 | 15.6 | 14.1 |

资料来源:根据国家外汇管理局公布的“中国国际投资头寸表”计算。

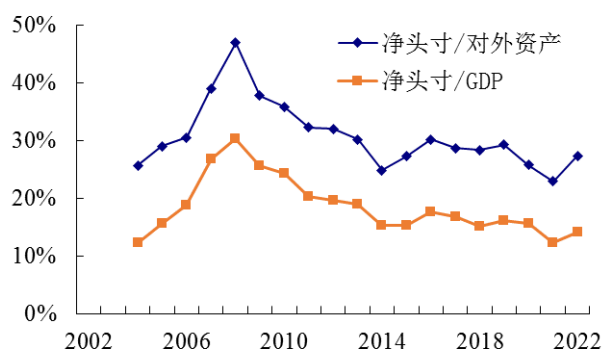


图 11-19 中国对外净头寸相对强度变化趋势

将净头寸分别与对外资产和 GDP 对比,可以揭示我国对外净资产的相对规模。图 11-19 显示:我国净头寸的两类比值变化趋势高度一致,2008 年达到峰值,此后整体呈下降趋势;表明我国对外净资产增长率小于总资产增长率,也小于同期经济增长率。

二、储备资产分析

表 11-17 中国对外负债存量结构及强度变化趋势(年末值)

| | 2004 | 2006 | 2008 | 2010 | 2012 | 2014 | 2016 | 2018 | 2020 | 2022 |
|-----------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 储备资产(亿美元) | 6186 | 10808 | 19662 | 29142 | 33879 | 38993 | 30978 | 31680 | 33565 | 33065 |
| 货币黄金 | 0.7 | 1.1 | 0.9 | 1.7 | 1.7 | 1.0 | 2.2 | 2.4 | 3.5 | 3.5 |
| 特别提款权 | 0.2 | 0.1 | 0.1 | 0.4 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 1.5 |
| IMF 储备头寸 | 0.5 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.2 | 0.1 | 0.3 | 0.3 | 0.3 | 0.3 |
| 外汇储备 | 98.6 | 98.7 | 99.0 | 97.7 | 97.7 | 98.6 | 97.2 | 97.0 | 95.8 | 94.6 |
| 其他储备资产 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | -0.01 | -0.01 | -0.01 |

资料来源:根据国家外汇管理局公布的“中国国际投资头寸表”计算。

储备资产是我国对外资产的重要组成部分，具有无可替代的重要功能。表 11-17 显示：我国储备资产由 2004 年 0.62 万亿美元，快速增长到 2014 年的峰值 3.9 万亿美元；此后下降并稳定在约 3.3 万亿美元。从分类资产比重看：外汇储备始终占支配地位，2014 年以前稳定在 98%至 99%之间，此后逐步下降到 2022 年的 95%以下；货币黄金比重的变化趋势相反，2014 年之前围绕 1%波动，其后快速提高到 3.5%；特别提款权于 2008 年和 2019 年出现两次明显提升，2022 年达到 1.5%；在 IMF 储备头寸规模始终微小，其他储备资产几乎可以忽略不计。

外汇储备是我国储备资产的绝对主体，其对保障我国对外经济安全和应对外部风险有重大作用，但过大的外汇储备因其低收益会降低经济资源利用效率。因此，应该权衡安全性和收益性，以确定外汇储备的适度规模。国内外在该领域已有大量研究。参考刘海虹（2005）的方法^①，粗略测算我国外汇储备适度规模，并计算与实际值的倍率关系。具体而言，根据政策目标确定外汇储备的四种核心用途：一是正常进口用汇，取 4 个月进口额所需外汇；二是偿付外债本息，取外债余额的 20%；三是外商投资利润转出，取 FDI 的 12%；四是国家调控汇市需要，取 2 个月进口额所需外汇。

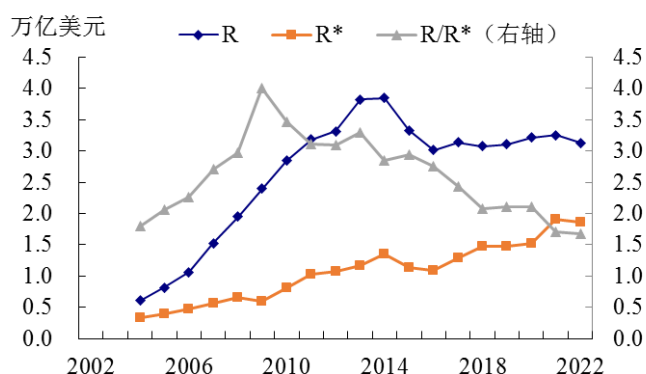


图 11-20 中国外汇储备实际值与适度值比较

图 11-20 显示：2004 年以来我国外汇储备实际值 R 快速增长，2014 年达到峰值 3.8 万亿美元，此后下降并维持在 3.1 万亿美元。按照前述方法推算的外汇储备适度值 R*，整体上持续增长，由 2004 年的 0.34 万亿美元提高到 2022 年的 1.9 万亿美元。实际值与适度值之比呈先升后降的走势，2009 年达到峰值（4 倍），2022 年回落到 1.7 倍，与 2004 年的 1.8 倍大致持平。可见，我国外汇储备过快增长的局面已得到控制，但比起政策调控所需还有较大安全冗余。在安全性与收益性之间，我国外汇储备规模仍有可观的调整空间。

^① 刘海虹,袁鹰.我国外汇储备规模适度性的测定及其对货币政策的影响[J].管理世界,2005,(09):148-149.

第十二章 财政收支统计分析

第四节 财政调控统计分析

一、中国财政收支平衡统计分析

（一）财政收支平衡概念

财政收入与财政支出的数量关系有三种：收大于支、支大于收、收支相等。严格而言，只有第三种为收支平衡，前两种均属收支失衡。然而，收支相等的理想状态既不可能实现，也无追求必要。稳妥起见，可将“收大于支、略有结余”视为财政收支平衡（吕光明，2016）。从可行性角度，财政收支平衡应视为财政收支差额与差率处于合理可控范围。

财政收支平衡，背后反映政府部门与居民部门、企业部门之间的关系，反映各阶层的利益关系，反映中央与地方、各地区、各部门之间的利益关系。财政收支平衡意味着财政分配与物资分配相适应，其不仅是宏观经济运行的内在目标，对促进增长、保障就业、稳定物价、促进国民经济持续健康发展均至关重要。

（二）财政收支差额计算

财政收支差额是反映财政收支平衡的核心指标，常用公式为：

$$\text{财政收支差额} = (\text{财政经常收入} + \text{债务收入}) - (\text{财政经常支出} + \text{债务支出}) \quad (12.1)$$

其取值为正，代表财政结余；取值为负，则为财政赤字，该口径也称硬赤字。

鉴于纳入举债收入不利于正确认识财政收支平衡，我国财政收支差额改用下式：

$$\text{财政预算收支差额} = \text{预算内财政经常收入} - \text{预算内财政经常支出} \quad (12.2)$$

该口径下的财政赤字为软赤字，有更高分析价值。我国 1994 年起使用这一方式^①。

现代经济中，财政支出大于财政收入为常态，财政收支差额通常为赤字。为加强中央预算管理，2006 年我国设立中央预算稳定调节基金^②。据此，财政赤字公式改为：

$$\begin{aligned} \text{财政赤字} = & (\text{全国一般公共预算收入} + \text{全国财政调入资金及使用结转结余}) \\ & - (\text{全国一般公共预算支出} + \text{补充中央预算稳定调节基金}) \end{aligned} \quad (12.3)$$

^① 陈梦根等，中国统计发展报告，中国社会科学出版社，2014。

^② 中央财政安排部分超收收入，用于弥补短收年度预算执行收支缺口、或视预算平衡情况在编制以后年度预算时调入并安排使用的专用基金。

财政赤字主要针对一般公共预算收支，其他三类预算不涉及这一问题^①。

（三）中国财政赤字分析

式（12.3）需要详细的财政预算决算数据，不便开展长期趋势分析。为此，利用《中国统计年鉴》数据，以式（12.2）计算财政赤字。进而计算两类分析指标：一是赤字率，即财政赤字与 GDP 之比；二是赤字依存度，即财政赤字占财政支出的比重。

表 12-11 中国财政赤字规模（亿元）与赤字强度（%）变化趋势

| 年份 | 财政赤字 | 赤字率 | 赤字依存度 | 年份 | 财政赤字 | 赤字率 | 赤字依存度 |
|------|--------|------|-------|------|---------|------|-------|
| 1980 | 68.9 | 1.5% | 5.6% | 2005 | 2281.0 | 1.2% | 6.7% |
| 1985 | -0.6 | 0.0% | 0.0% | 2010 | 6772.7 | 1.6% | 7.5% |
| 1990 | 146.5 | 0.8% | 4.8% | 2015 | 23608.5 | 3.4% | 13.4% |
| 1995 | 581.5 | 0.9% | 8.5% | 2020 | 62765.2 | 6.2% | 25.5% |
| 2000 | 2491.3 | 2.5% | 15.7% | 2023 | 57827.5 | 4.6% | 21.1% |

表 12-11 显示，我国只有极少数年份存在财政结余，绝大多数年份为财政赤字且其规模呈持续扩大趋势。1978-1997 年，财政赤字缓慢增长，不足 600 亿元；1998-2002 年，财政赤字快速提高到 3150 亿元；此后快速回落，2007 年出现 1540 亿元的财政结余；2008 年后财政赤字快速攀升，2013 年首次突破 1 万亿元，2020 年达到峰值 6.28 万亿元；此后重新回落到 6 万亿元以下。

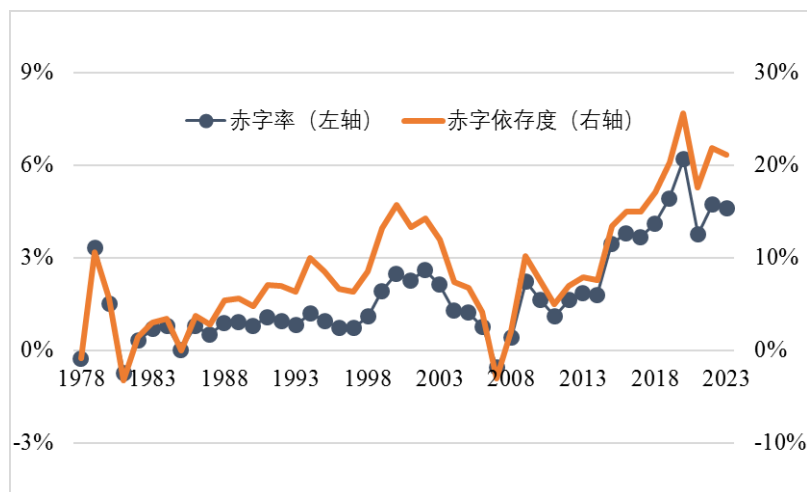


图 12-5 改革开放以来中国财政赤字率与赤字依存度

赤字率反映一国财政赤字的相对水平，较赤字规模更能反映财政政策的松紧程度。国际上通常采用 3% 作为警戒线，我国赤字率在 2014 年以前低于 3%，2015 年以后赤字率超过警戒线，2020 年最高超过 6%，此后回落到 2023 年的 4.6%。面对经济下行压力增大和复

^① 政府性基金、国有资本经营支出根据当年预算收入规模安排和编制，不列赤字。社会保险基金预算遵循自求平衡的原则，坚持收支平衡，适当留有结余，原则上不列赤字。

杂的国际形势，我国需要扩大财政支出以提振需求，由此带来赤字率短期突破警戒线并非不能接受。但长远而言，应努力保持赤字率的适度可控。赤字依存度变化趋势，与赤字率变化趋势高度同步，其揭示的信息大同小异。

（四）中国宏观税负分析

税负即税收负担，指纳税人因国家课税而承担的经济利益损失。微观税负是指单个纳税人（企业或个人）承受的税收负担。宏观税负则指一国税制带给国民经济的整体负担。

宏观税负高低，反映政府对国民收入分配的影响力大小。宏观税负高，则政府从国民收入中提取比重大，宏观调控能力强。税收是政府提供公共产品的主要资金来源，宏观税负高低决定了政府的公共产品供给能力。税收取之于民、用之于民，故其过犹不及。

宏观税负有三种口径^①：小口径为税收与 GDP 之比；中口径为财政收入与 GDP 之比；大口径为政府收入与 GDP 之比。大口径税负理论性质更好，但小口径税负更易测算。

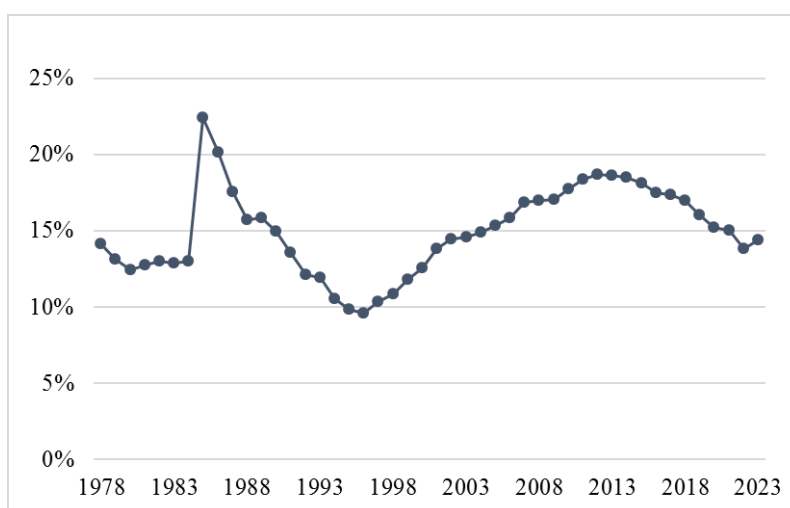


图 12-6 改革开放以来中国宏观税负变化趋势

图 12-6 显示，我国小口径宏观税负经历多次升降转变^②：1983-1984 年的两步利改税改革，将所得税引入国营企业利润分配，1985 年宏观税负飙升至 22.4%；此后，中央财政困难逐步加剧，税收收入增速持续低于名义 GDP 增速，宏观税负快速下降至 1996 年的 9.6%；随着朱镕基总理 1994 年推动的工商税制改革逐渐取得成效，宏观税负持续回升至 2012 年的 18.7%；2013 年起，国家出台一系列减税降费政策，宏观税负缓慢下降至 15% 左右。参照国际经验，我国当前的宏观税负仍处于合理水平。

（五）中国政府债务分析

^① 安体富,岳树民.我国宏观税负水平的分析判断及其调整[J].经济研究,1999,(03):43-49.

^② 吕冰洋,詹静楠,李钊.中国税收负担:孰轻孰重?[J].经济学动态,2020,(01):18-33.

从财政收入角度看，政府债务是一级政府为履行公共服务事权、平衡财政收支而筹集的财政资金。政府债务统计，是衡量国家和地方政府财政风险的重要工具。

1. 政府债务整体状况

根据债务来源，政府债务分为国内债务和国外债务。根据融资方式，分为显性债务和隐性债务：前者通过公开发行国债或地方政府债券得以实现，后者则是未纳入政府预算、由地方融资平台或其他机构承担。根据债务主体，分为由中央政府发行或担保的国家债务，以及地方政府及其相关投融资平台发行的地方债务^①。

表 12-10 给出我国中央政府债务规模与强度的变化情况。债务余额持续提高，由 2005 年的 3.3 万亿元攀升至 2023 年的 30 万亿元，年均增速为 13.1%，明显高于同期经济增长率。其中，国内债务占绝对支配地位，外债比重仅在 1% 上下。2007-2012 年，国内债务强度显著下降，2013-2019 年持续上升，2020 年首次突破 20%，2023 年接近 24%。

表 12-10 中国中央财政债务余额规模与强度

| 年份 | 债务规模（亿元） | | | 债务强度（债务/GDP） | | | 债务依存度 |
|------|-----------|-----------|---------|--------------|-------|-------|-------|
| | 债务合计 | 国内债务 | 国外债务 | 债务合计 | 国内债务 | 国外债务 | |
| 2005 | 32614.21 | 31848.59 | 765.52 | 17.4% | 17.0% | 0.41% | |
| 2006 | 35015.26 | 34380.24 | 635.02 | 16.0% | 15.7% | 0.29% | |
| 2007 | 52074.65 | 51467.39 | 607.26 | 19.3% | 19.1% | 0.22% | |
| 2008 | 53271.54 | 52799.32 | 472.22 | 16.7% | 16.5% | 0.15% | 1.9% |
| 2009 | 60237.68 | 59736.95 | 500.73 | 17.3% | 17.1% | 0.14% | 9.1% |
| 2010 | 67548.11 | 66987.97 | 560.14 | 16.4% | 16.3% | 0.14% | 8.1% |
| 2011 | 72044.51 | 71410.80 | 633.71 | 14.8% | 14.6% | 0.13% | 4.1% |
| 2012 | 77565.70 | 76747.91 | 817.79 | 14.4% | 14.3% | 0.15% | 4.4% |
| 2013 | 86746.91 | 85836.05 | 910.86 | 14.6% | 14.5% | 0.15% | 6.5% |
| 2014 | 95655.45 | 94676.31 | 979.14 | 14.9% | 14.7% | 0.15% | 5.9% |
| 2015 | 106599.59 | 105467.48 | 1132.11 | 15.5% | 15.3% | 0.16% | 6.2% |
| 2016 | 120066.75 | 118811.24 | 1255.51 | 16.1% | 15.9% | 0.17% | 7.2% |
| 2017 | 134770.15 | 133447.43 | 1322.72 | 16.2% | 16.0% | 0.16% | 7.2% |
| 2018 | 149607.41 | 148208.62 | 1398.79 | 16.3% | 16.1% | 0.15% | 6.7% |
| 2019 | 168038.04 | 166032.13 | 2005.91 | 17.0% | 16.8% | 0.20% | 7.7% |
| 2020 | 208905.87 | 206290.31 | 2615.56 | 20.6% | 20.4% | 0.26% | 16.6% |
| 2021 | 232697.29 | 229643.71 | 3053.58 | 20.2% | 20.0% | 0.27% | 9.7% |
| 2022 | 258692.76 | 255591.55 | 3101.21 | 21.5% | 21.2% | 0.26% | 10.0% |
| 2023 | 300325.50 | 296979.22 | 3346.28 | 23.8% | 23.6% | 0.27% | 15.2% |

我国中央政府债务强度近期显著提高，但基本都是国内债务。以债务依存度（新增国

^① 2024 年 9 月 13 日，《国务院关于 2023 年度政府债务管理情况的报告》显示：截至 2023 年末，全国政府法定债务余额 70.77 万亿元，中央财政承担的国债余额 30.03 万亿元，地方政府法定债务余额 40.74 万亿元。

债/财政支出)看,中央政府债务强度虽有上升趋势,但始终低于国际公认的 20%这一警戒线。相比之下,地方债务规模过大与增长过快的隐患更须警惕。

2. 外债风险指标分析

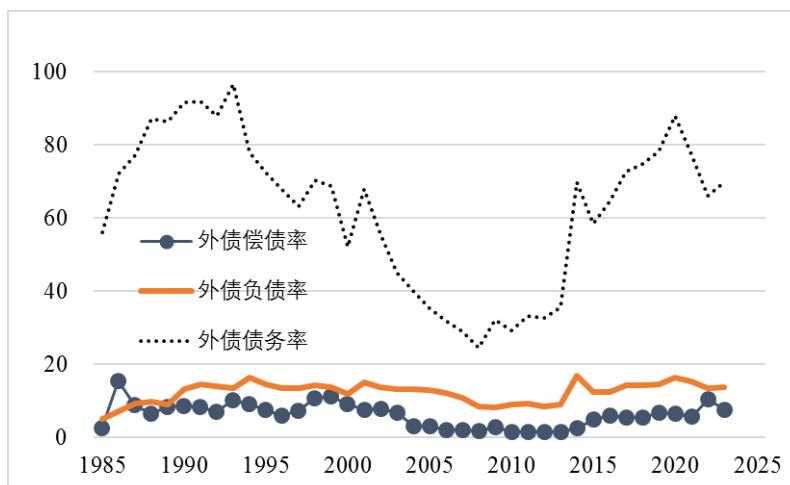


图 12-7 中国外债风险变化趋势

评估外债风险,主要有三大指标:负债率是年末外债余额与当年 GDP 之比;债务率是年末外债余额与当年货物与服务贸易出口收入之比;偿债率是当年外债还本付息额与当年货物与服务贸易出口收入之比。图 12-7 表明,我国政府外资规模先下降后上升,偿债率始终低于 20%,负债率最高也未突破 100%,均处于安全可控状态。

二、中国财政政策调控效果分析

财政政策的最终目标是实现总供求平衡,财政收支则是政策调控的具体抓手。经济增长、物价稳定、充分就业均为其调控重点,但鉴于我国调查失业率数据太短,仅考察财政政策对促进增长和稳定物价的调控效果。

(一) 对促进增长的调控效果

经济学中,常用产出缺口衡量宏观经济均衡,其反映实际增长与潜在增长之间的相对差异。具体而言,以财政赤字率刻画财政政策强度;以产出缺口(实际产出/潜在产出-100%)刻画经济增长均衡性;由二者对比审视财政政策的调控效果。潜在产出,直接使用第三章测算的潜在 AS 数据。

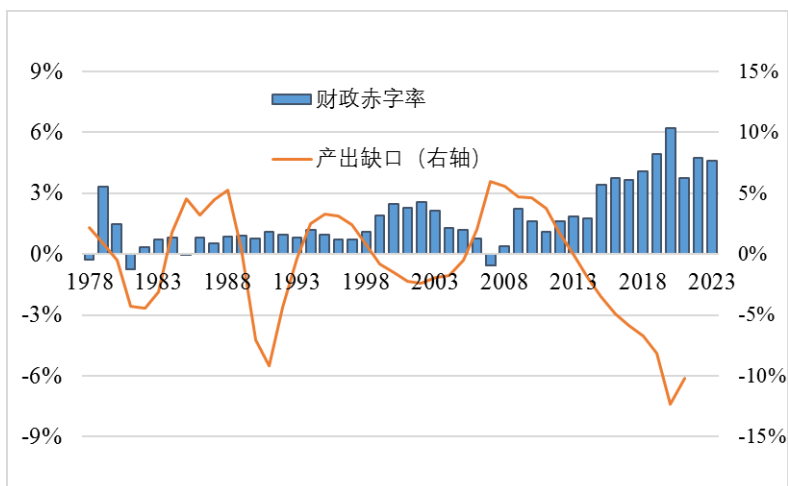


图 12-8 1978 年以来中国财政赤字率与产出缺口

通过财政政策拉动有效需求进而促进增长，是凯恩斯主义宏观调控模式的核心。图 12-8 显示：我国财政赤字率与产出缺口呈反向变动关系（相关系数为-0.62），1994 年以后负相关程度显著增强（相关系数为-0.91）。这意味着，财政政策对促进经济增长目标的调控效果显著改善，其反周期调控对缩小产出缺口具有关键作用。特别是 2008 年全球金融危机后，实施扩大财政支出的积极财政政策，对缓解经济增长下行压力产生积极影响。

（二）对稳定物价的调控效果

财政政策可以影响消费和投资需求，故其对物价水平有重要影响。通胀缺口是实际通胀率与目标通胀率之间的差距，通常用其反映物价变动的均衡性，缩小通胀缺口是宏观调控政策的重要目标。采用 CPI 计算实际通胀率，并参照相关研究^①，将目标通胀率设为 1%。至于财政政策强度，仍由财政赤字率刻画。

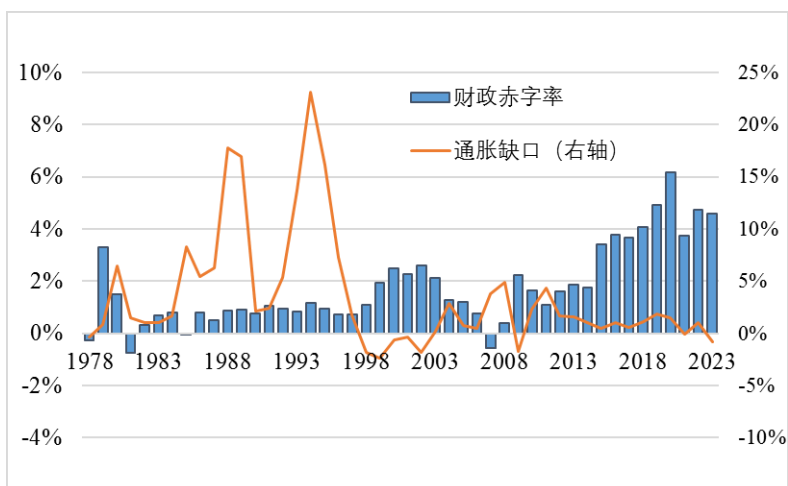


图 12-9 1978 年以来中国财政赤字率与通胀缺口

^① 第十章指出，1%-3%的通胀率为爬行通胀率，其较为温和且一般有利于经济增长。Akerlof（2000）对美国 and 加拿大开展经验研究，认为最优通胀率为 2%-3%，Mishkin（2000）则认为最优通胀率为 0%-3%。

财政政策对物价的调控效果，不如其对经济增长的影响显著。为实现物价稳定，各国更多采用货币政策工具。图 12-9 显示：我国财政赤字率与产出缺口整体上呈反向变动关系（相关系数为-0.32），2003 年以后负相关程度增强（相关系数为-0.47）。这意味着，财政政策对促进物价稳定目标的调控效果有所改善，其反周期调控对缩小通胀缺口具有积极作用。1998-2002 年，面对严峻的通货紧缩压力，财政赤字快速增长，最终促使通胀缺口回到较合理区间。2021 年以来，我国的通货紧缩风险再度加大，增加财政支出并将财政赤字率保持在合理高位有助于缓解这一问题。

第十三章 宏观金融统计分析

第三节 货币供求数量均衡分析

三、中国货币供应量与经济增长关系

理论表明，金融系统与实体经济互相影响，货币供应量与经济增长具有内在关系。下面基于我国宏观经济统计数据，选用向量自回归（VAR）模型对二者关系做量化分析。

（一）模型设定

1. 变量选择

经济增长以 GDP 实际增长率（rgdp）刻画，货币供应量则分别采用 M_0 、 M_1 、 M_2 的增长率（rm0、rm1、rm2），以揭示不同口径下货币供应与经济增长的关系。使用 GDP 与货币供应量增长率，有助于使两者处于同一量级，减少异方差性和伪回归。样本区间为 1991-2022 年，数据取自《中国统计年鉴》和《中国金融年鉴》。

2. 平稳性检验

表 13-7 单位根检验结果

| 变量 | ADF 统计量值 | 临界值 | | | P 值 | 结论 |
|--------|----------|--------|--------|--------|--------|-----|
| | | 1% | 5% | 10% | | |
| rgdp | -1.809 | -3.709 | -2.983 | -2.623 | 0.3761 | 不平稳 |
| d.rgdp | -8.230 | -3.716 | -2.986 | -2.624 | 0.0000 | 平稳 |
| rm0 | -2.434 | -3.709 | -2.983 | -2.623 | 0.1323 | 不平稳 |
| d.rm0 | -6.457 | -3.716 | -2.986 | -2.624 | 0.0000 | 平稳 |
| rm1 | -2.683 | -3.709 | -2.983 | -2.623 | 0.0770 | 不平稳 |
| d.rm1 | -7.008 | -3.716 | -2.986 | -2.624 | 0.0000 | 平稳 |
| rm2 | -1.576 | -3.709 | -2.983 | -2.623 | 0.4955 | 不平稳 |
| d.rm2 | -5.825 | -3.716 | -2.986 | -2.624 | 0.0000 | 平稳 |

VAR 模型要求所用变量均为平稳序列。表 13-7 给出单位根检验结果，表明各变量本身并不平稳，但一阶差分后均为平稳序列。

3. 滞后阶数确定

确定滞后阶数，是建立 VAR 模型的关键前提。对此有多种检验方法可用，此处综合 LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 等五种检验准则下的结果，根据多数原则确定滞后阶数。表 13-8 表明，rgdp 与 rm0、rm1、rm2 的模型中，滞后阶数分别为 1、2、3 阶。

表 13-8 VAR 模型的滞后阶数检验

| rgdp 与 rm0 | | | | | | | | |
|------------|----------|---------|----|-------|----------|---------|---------|---------|
| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
| 0 | -143.516 | | | | 111.978 | 10.394 | 10.4231 | 10.4891 |
| 1 | -134.437 | 18.158* | 4 | 0.001 | 78.032* | 10.031* | 10.119* | 10.317* |
| rgdp 与 rm1 | | | | | | | | |
| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
| 0 | -155.955 | | | | 272.276 | 11.283 | 11.312 | 11.378 |
| 1 | -146.747 | 18.417 | 4 | 0.001 | 187.99 | 10.911 | 10.998 | 11.196* |
| 2 | -140.469 | 12.555* | 4 | 0.014 | 160.743* | 10.748* | 10.893* | 11.224* |
| rgdp 与 rm2 | | | | | | | | |
| lag | LL | LR | df | p | FPE | AIC | HQIC | SBIC |
| 0 | -146.634 | | | | 139.914 | 10.617 | 10.646 | 10.712 |
| 1 | -126.957 | 39.354 | 4 | 0.000 | 45.733 | 9.497 | 9.584 | 9.782* |
| 2 | -121.777 | 10.361 | 4 | 0.035 | 42.292 | 9.413 | 9.558 | 9.888 |
| 3 | -116.816 | 9.921* | 4 | 0.042 | 40.041* | 9.344* | 9.548* | 10.010 |

(二) 模型分析

1. VAR 模型估计

表 13-9 VAR 模型估计结果

| 模型 1: rgdp 与 rm0 | | | 模型 2: rgdp 与 rm1 | | | 模型 3: rgdp 与 rm2 | | |
|------------------|-----------------|-------------|------------------|----------------|-------------|------------------|-----------------|--------------|
| 被解释变量: rgdp | | | 被解释变量: rgdp | | | 被解释变量: rgdp | | |
| 解释变量 | 估计系数 | t 值 | 解释变量 | 估计系数 | t 值 | 解释变量 | 估计系数 | t 值 |
| L.rgdp | 0.476*** | 2.63 | L1.rgdp | 0.324* | 1.73 | L1.rgdp | 0.249 | 1.27 |
| | | | L2.rgdp | 0.358** | 2.11 | L2.rgdp | 0.505** | 2.16 |
| | | | | | | L3.rgdp | -0.067 | -0.28 |
| L.rm0 | 0.125** | 2.12 | L1.rm1 | 0.110** | 2.51 | L1.rm2 | 0.112 | 1.23 |
| | | | L2.rm1 | -0.042 | -0.89 | L2.rm2 | 0.003 | 0.03 |
| | | | | | | L3.rm2 | -0.103 | -1.24 |
| _cons | 3.113** | 2.29 | _cons | 1.522 | 1.23 | _cons | 2.306 | 1.52 |
| 被解释变量: rm0 | | | 被解释变量: rm1 | | | 被解释变量: rm2 | | |
| 解释变量 | 估计系数 | t 值 | 解释变量 | 估计系数 | t 值 | 解释变量 | 估计系数 | t 值 |
| L.rgdp | 0.152 | 0.29 | L1.rgdp | 0.560 | 0.77 | L1.rgdp | 0.098 | 0.34 |
| | | | L2.rgdp | 1.271* | 1.92 | L2.rgdp | 1.181*** | 3.42 |
| | | | | | | L3.rgdp | -0.350 | -0.99 |
| L.rm0 | 0.642*** | 3.74 | L1.rm1 | 0.403** | 2.37 | L1.rm2 | 0.476*** | 3.53 |
| | | | L2.rm1 | -0.277 | -1.49 | L2.rm2 | 0.258* | 1.65 |
| | | | | | | L3.rm2 | -0.309** | -2.53 |
| _cons | 2.848** | 0.72 | _cons | -4.046 | -0.84 | _cons | 0.674 | 0.30 |
| N=31 | | | N=30 | | | N=29 | | |

注: *代表 $p < 0.1$, **代表 $p < 0.05$, ***代表 $p < 0.01$ 。

表 13-9 给出 VAR 模型的估计结果。先看货币供应量变动率对经济增长率的影响：滞后 1 期的 rm_0 对经济增长率的影响系数为 0.125，滞后 1 期的 rm_1 对经济增长率的影响系数为 0.11，二者均在 5% 水平上显著；其他滞后期的影响统计上均不显著。可见，基础货币 M_0 和狭义货币 M_1 的变化率，对经济增长率有较大影响。

再看经济增长率对货币供应量变动率的影响：滞后 2 期的经济增长率对货币供应量增长率（ rm_1 和 rm_2 ）有显著的正向影响；其他滞后期的经济增长率的系数，均不显著。可见，经济增长率对狭义货币和广义货币供应量变动具有影响，但不影响基础货币 M_0 变化率。

2. 脉冲响应

脉冲响应函数直观描述 VAR 模型中随机扰动项的一个标准差冲击，对其他变量当前和未来取值的影响轨迹。

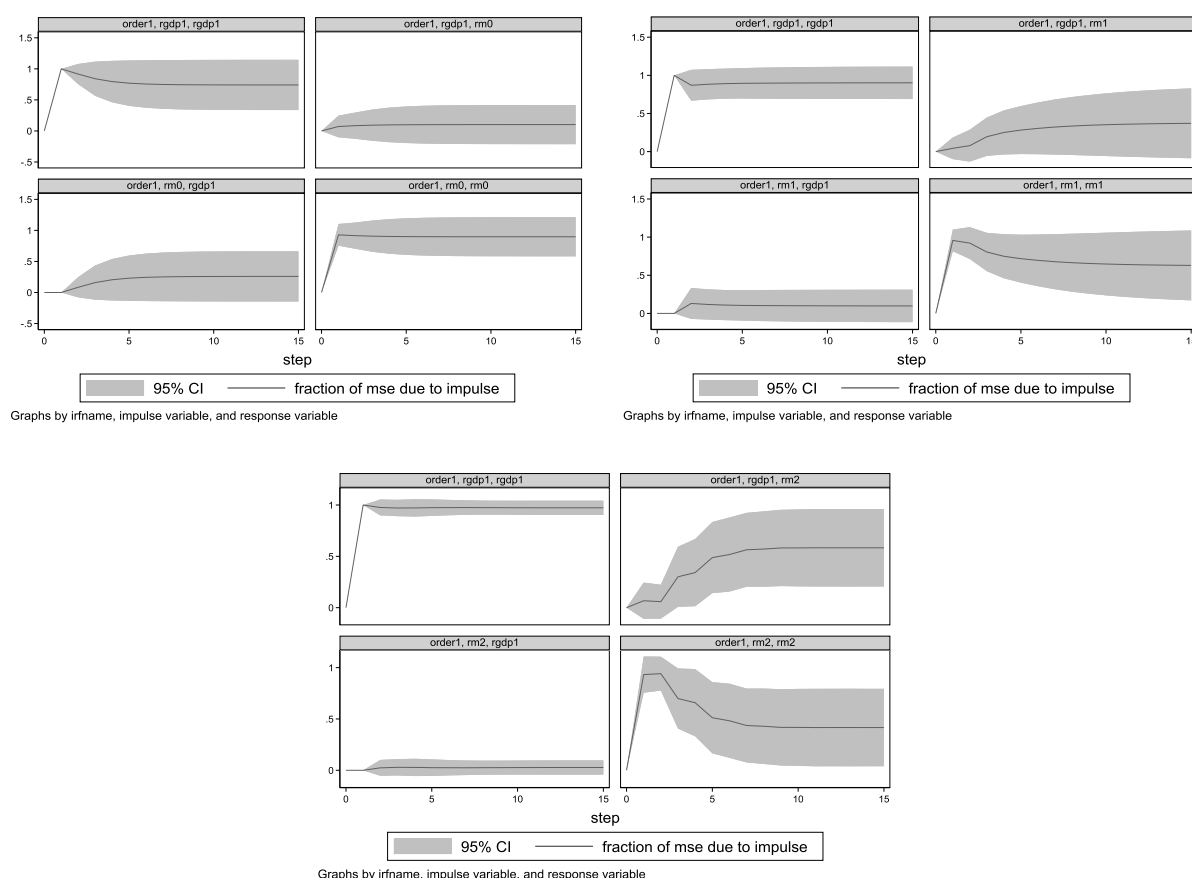


图 13-6 脉冲响应图

图 13-6 显示，受经济增长率的正向冲击后：货币供应量 M_0 立即做出响应，但增长率变动很小且迅速衰减为 0；货币供应量 M_1 增长率缓慢上升，5 期后趋于稳定，但统计上不显著；货币供应量 M_2 增长率前 5 期呈波动上升态势，随后趋于平稳且影响显著异于 0。由此，

经济增长率变动对 M_2 增长率的影响存在滞后，但其持续且统计显著。随后，考察经济增长对货币供应量冲击的响应特征：受 M_0 增长率正向冲击后，经济增长率缓慢增加，5 期后达到峰值并趋于稳定，但该影响统计上始终不显著；而受 M_1 和 M_2 冲击后，并无明显的上升趋势。该结果说明，货币供应量增长率对经济增长率缺乏影响。

3. Granger 因果关系检验

判断变量之间是否存在因果关系，是计量经济学中一个重要问题。Granger 因果关系检验，给出一个简便的判别方法。

表 13-10 Granger 因果关系检验

| Null Hypothesis | Chi ² | Prob |
|-----------------------------------|------------------|-------|
| rgdp does not Granger Cause rm0 | 4.481 | 0.034 |
| rm0 does not Granger Cause rgdp | 0.083 | 0.773 |
| rgdp does not Granger Cause rm1 | 6.423 | 0.040 |
| rm1 does not Granger Cause rgdp | 7.114 | 0.029 |
| rgdp I does not Granger Cause rm2 | 3.375 | 0.337 |
| rm2 does not Granger Cause rgdp | 17.769 | 0.000 |

表 13-18 显示：（1）基础货币增长率 rm_0 并非经济增长率的 Granger 原因，而口径更宽的狭义货币增长率 rm_1 和广义货币增长率 rm_2 ，则为经济增长率的 Granger 原因；（2）经济增长率是 rm_0 和 rm_1 的 Granger 原因，但并非 rm_2 的 Granger 原因。

第四节 中国金融结构统计分析

二、中国金融结构统计分析

（一）金融相关比率

已有研究中，主要有两种测度方式。一是测算金融资产总量，并与国民财富（非金融资产）总量相除；该方法理论性质好，但我国并未公布金融资产和国民财富的官方数据，不同学者采用的测算方式差异明显，导致其可操作性和可比性较弱。二是采用 M_2 与 GDP 之比作为近似；其优势在于可直接采用官方数据，避免资产总量测算难题，但其存在很强假定性且涵盖范围过窄，分析效果难以保证。下面分别采用两类方法测算并对比。

参照已有研究（王广谦，2004；易纲等，2008），将金融机构资金运用、债券余额、股票总市值、保费余额以及对外净头寸等 5 项加总，估算金融资产总量 F 。随后，分别采用五种方式计算 FIR。

表 13-11 中国金融资产总量及 FIR 测算结果

| 年份 | M/Y | F/Y | F/K | F/(K+N) | F/W | 金融资产总量 F | 金融机 构资金 运用 | 债券 余额 | 股票 总市值 | 保费 余额 | 对外 净头寸 |
|------|------|------|-------------|---------|-------|----------------|------------------|----------|-----------|----------|-----------|
| 1980 | 0.45 | 0.57 | 0.28 | 0.115 | 0.041 | 0.263 | 0.262 | | | | |
| 1985 | 0.64 | 0.74 | 0.37 | 0.186 | 0.051 | 0.670 | 0.643 | 0.024 | | 0.003 | |
| 1990 | 0.81 | 0.96 | 0.48 | 0.247 | 0.068 | 1.817 | 1.684 | 0.109 | | 0.018 | 0.007 |
| 1995 | 0.99 | 1.19 | 0.64 | 0.385 | 0.084 | 7.278 | 6.422 | 0.395 | 0.347 | 0.062 | 0.052 |
| 2000 | 1.34 | 2.02 | 0.96 | 0.655 | 0.122 | 20.300 | 13.548 | 1.388 | 4.809 | 0.161 | 0.394 |
| 2005 | 1.59 | 2.12 | 0.94 | 0.626 | 0.133 | 39.744 | 30.204 | 2.877 | 3.243 | 0.493 | 2.926 |
| 2010 | 1.76 | 3.27 | 1.43 | 0.924 | 0.201 | 134.947 | 80.588 | 16.473 | 26.542 | 1.297 | 10.047 |
| 2015 | 2.02 | 3.91 | 1.42 | 1.141 | 0.190 | 269.026 | 154.120 | 48.749 | 53.146 | 2.428 | 10.581 |
| 2020 | 2.16 | 4.37 | 1.30 | 1.066 | 0.198 | 442.458 | 257.470 | 84.965 | 79.724 | 4.526 | 15.773 |

注：金融资产总量及其构成项目，单位为万亿元；物资资本 K，自然资本 N 和国民财富 W 自行估算（见第二章）。W 中包含人力资本和社会资本，口径远大于理论要求的实物资本，其结果仅可粗略参考；K+N 是实物资本的良好反映，但自然资本估算难度大，往往不易采用；物质资本 K 估算方法较为成熟，用其为对比基础具有突出的性价比。

表 13-11 显示，由于所用对比指标不同，五类结果数值大小差异明显，但变化趋势大体一致：2003 年以前持续快速上升；此后 M/Y 和 F/Y 仍明显上升，其他三类结果则趋于稳定。该结果与贝多广等（2005）一致^①，并有力支持戈德史密斯（1969）对 FIR 先上升后稳定的预判。

（二）金融主体结构

各类机构部门的金融资产结构差异显著，比较分析有助于揭示其对经济发展的功能差异。官方统计尚未公布分部门金融资产负债数据，下面借助易纲（2020）简要分析^②。

1. 资产负债的部门比重

国民经济金融资产负债等于各机构部门的总和，可据此计算其部门比重。

表 13-12 国民经济资产负债总量（万亿元）及各机构部门所占比重

| 年份 | 资产 总量 | 住户 | 非金融 企业 | 政府 | 金融 机构 | 负债 总量 | 住户 | 非金融 企业 | 政府 | 金融 机构 |
|------|--------------|-------|-----------|-------|----------|---------------|------|-----------|------|----------|
| 1995 | 18.0 | 24.2% | 15.6% | 2.1% | 58.1% | 18.3 | 1.1% | 38.3% | 3.3% | 57.4% |
| 2007 | 149.4 | 21.4% | 22.8% | 11.8% | 44.0% | 142.33 | 3.5% | 39.3% | 4.4% | 52.8% |
| 2018 | 686.4 | 21.0% | 18.9% | 5.5% | 54.5% | 671.76 | 8.1% | 27.3% | 7.4% | 57.2% |

注：据易纲（2020）表 2 至表 6 计算；资产负债为存量数据，基于中国人民银行金融账户资产负债核算。

表 13-12 显示，国民经济金融资产和负债总量迅速攀升，但各机构部门的比重变化不大。金融机构是资金流动的核心媒介，其旨在促进社会资金融通和余缺调剂，故其在金融

^① 贝多广,黄为,李京晔.金融发展的金融相关比率分析[J].中央财经大学学报,2005,(07):6-12.

^② 易纲.再论中国金融资产结构及政策含义[J].经济研究,2020,55(03):4-17.

资产和金融负债中都占很高比重，始终在 50%-60%之间。住户部门是最大的结余资金提供者，其占金融资产比重超过 20%，而在金融负债的比重尽管速提升但仍然很低。非金融企业在金融资产中占比也在 20%上下，但其金融负债比重则高达 30%-40%，是最大的资金短缺部门。政府部门在金融资产和负债所占比重均很低，但负债比重有上升趋势。

利用易纲（2020）给出的数据，对通货、存款、贷款、债券、股票、FDI 或 OFDI、国际储备资产等具体金融工具，也可按相同方式分析上述三年的部门结构。

2. 各部门资产负债结构

对任意机构部门，可以分析各类金融工具在其资产和负债中所占比重，据以揭示其金融资产负债特征。下面重点讨论金融机构的资产负债结构，其他部门也可类似处理。

表 13-13 金融机构部门资产负债总量（万亿元）及各类金融工具所占比重（%）

| 年份 项目 | 1995 | | | | 2018 | | | |
|-------------|--------------|------------|--------------|------------|---------------|------------|---------------|------------|
| | 资产 | 占比 | 负债 | 占比 | 资产 | 占比 | 负债 | 占比 |
| 合计 | 10.43 | 100 | 10.50 | 100 | 374.40 | 100 | 384.40 | 100 |
| 1 通货 | | | 0.79 | 7.5 | | | 7.30 | 1.9 |
| 2 存款 | 0.08 | 0.8 | 6.02 | 57.3 | 13.22 | 3.5 | 191.43 | 49.8 |
| 3 贷款 | 5.86 | 56.1 | | | 165.60 | 44.2 | 3.84 | 1.0 |
| 4 保险准备金 | | | 0.08 | 0.8 | | | 10.19 | 2.7 |
| 5 准备金 | 1.13 | 10.8 | 1.12 | 10.7 | 23.81 | 6.4 | 23.95 | 6.2 |
| 6 证券 | 0.32 | 3.1 | 0.18 | 1.7 | 89.63 | 23.9 | 43.05 | 11.2 |
| 6a 债券 | 0.32 | 3.1 | 0.18 | 1.7 | 82.52 | 22.0 | 32.10 | 8.4 |
| 6b 股票 | | | | | 7.11 | 1.9 | 10.99 | 2.9 |
| 7 特定目的载体 | | | | | 11.76 | 3.1 | 54.12 | 14.1 |
| 8 中央银行贷款 | 1.16 | 11.1 | 1.17 | 11.1 | 10.37 | 2.8 | 10.38 | 2.7 |
| 9 其他 | 1.13 | 10.8 | 1.11 | 10.6 | 37.44 | 10.0 | 39.13 | 10.2 |
| 10 直接投资 | | | | | | | | |
| 11 其他国外债权债务 | 0.08 | 0.8 | 0.03 | 0.3 | 0.82 | 0.2 | 1.00 | 0.3 |
| 12 国际储备资产 | 0.67 | 6.4 | | | 21.72 | 5.8 | | |

注：本表根据易纲（2020）表 5 计算，并略作调整。

表 13-13 显示，金融机构的金融资产与负债存量都有快速增长，且负债始终高于资产。然而，各类金融工具的相对重要性发生明显变化。从金融资产看，尽管对其他部门的贷款始终占最大比重，但其重要性明显下降，占比由 1995 年的 56% 降至 2018 年的 44%；证券占比迅速提高，从 3.1% 猛增至 23.9%，2018 年债券成为金融机构部门的第二大金融资产；准备金、中央银行贷款所占比重均明显下降。从负债看，存款始终占最大比重，但也出现明显下降；证券类负债上升较快；特定目的载体（包含代客理财、资金信托、证券投资基金）上升幅度最大，最能凸显时代发展。金融机构部门的对外资产与负债规模较小，尽管

绝对量均有可观增长，但对外资产占其金融资产之比有所下降。

（三）金融资产结构

1. 金融资产简要结构

通常而言，金融结构分析应重视长期性和动态性。将金融资产总量各构成部分与其对比，考察其结构和变化趋势。

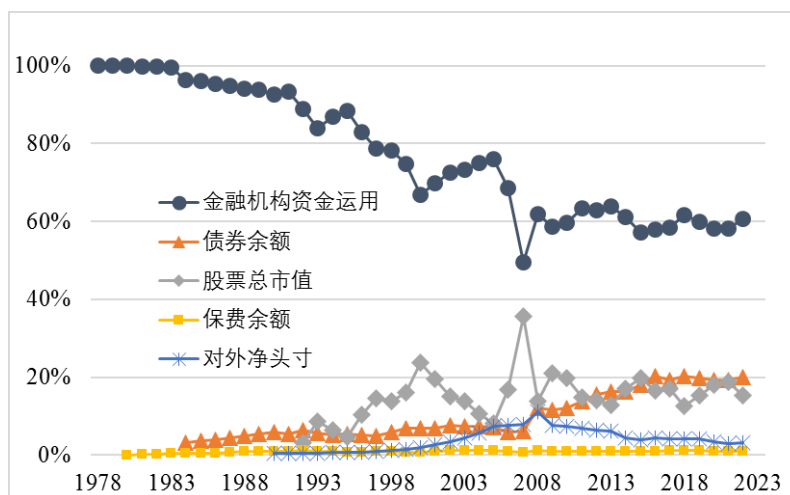


图 13-7 中国金融资产总量的结构及其变化趋势

图 13-7 显示：金融机构资金运用（主要是贷款）在我国金融资产总量中占支配地位，但所占比重显著下降，由最初接近 100% 降至当前的约 60%。债券余额占比持续上升，并稳定在 20% 上下。股票总市值占比变化剧烈，2007 年曾攀升到 36%，目前降到 20% 以下。对外金融资产占比呈先升后降的趋势，其绝对量呈上升趋势但速度慢于其他金融资产类型。此外，保费余额占比始终很低。整体而言，我国金融发展进入高级阶段；但与发达国家相比，还存在股票市场发展滞后、保险业规模过小等问题。

2. 金融资产详细结构

基于易纲（2020）数据，可以分析几个选定年份金融资产详细结构及其变化。

表 13-14 显示，我国各类经济主体持有的金融资产总量快速增长，1978-2018 年增长超过 2000 倍，年均增长率高达 21%，约为同期经济增长率的 2 倍。金融资产结构也发生显著变化：1978 年金融资产种类很少，贷款和存款占比超过 90%；2018 年，贷款和存款占比合计略高于 50%，金融工具丰富多样。期间，证券占比从无到有，并经历升降转折：2007 年高达 30%，主要是该年股票市值高涨所致（占比 21.7%），2018 年股票占比跌至 6%；债券占比则保持稳定增长。持有国外金融资产同样先升后降：2007 年达到高点后出现回落，其中储备资产占比下降明显；而对外直接投资占比则继续保持增长态势。

表 13-14 国民经济金融资产总量（万亿元）及细分金融工具占比（%）

| 年份 项目 | 1978 资产 | 1978 占比 | 1995 资产 | 1995 占比 | 2007 资产 | 2007 占比 | 2018 资产 | 2018 占比 |
|-------------------|-------------|-------------|--------------|-------------|---------------|-------------|---------------|-------------|
| 国内主体持有金融资产 | 0.33 | 100 | 18.16 | 100 | 149.38 | 100 | 686.41 | 100 |
| 一、持有中国金融资产 | 0.33 | 97.9 | 17.00 | 93.6 | 132.71 | 88.8 | 636.17 | 92.7 |
| 1 通货 | 0.02 | 6.4 | 0.79 | 4.3 | 2.86 | 1.9 | 7.26 | 1.1 |
| 2 存款 | 0.12 | 34.7 | 6.02 | 33.2 | 41.22 | 27.6 | 189.07 | 27.5 |
| 3 保险准备金 | | | 0.09 | 0.5 | 2.89 | 1.9 | 19.21 | 2.8 |
| 4 存款准备金 | | | 1.13 | 6.2 | 6.05 | 4.1 | 23.81 | 3.5 |
| 5 贷款 | 0.19 | 56.8 | 5.85 | 32.2 | 27.14 | 18.2 | 162.44 | 23.7 |
| 6 证券 | | | 0.85 | 4.7 | 45.08 | 30.2 | 124.56 | 18.1 |
| 6a 债券 | | | 0.51 | 2.8 | 12.64 | 8.5 | 83.52 | 12.2 |
| 6b 股票 | | | 0.35 | 1.9 | 32.44 | 21.7 | 41.00 | 6.0 |
| 7 特定目的载体份额 | | | | | 3.19 | 2.1 | 53.50 | 7.8 |
| 8 中央银行贷款 | | | 1.17 | 6.4 | 0.75 | 0.5 | 10.39 | 1.5 |
| 9 其他 | | | 1.11 | 6.1 | 3.54 | 2.4 | 45.93 | 6.7 |
| 二、持有国外金融资产 | 0.01 | 2.1 | 1.15 | 6.4 | 16.66 | 11.2 | 50.24 | 7.3 |
| 1 直接投资 | | | 0.15 | 0.8 | 0.78 | 0.5 | 13.02 | 1.9 |
| 2 证券投资 | | | | | 0.14 | 0.1 | 3.44 | 0.5 |
| 3 衍生工具 | | | | | | | | |
| 4 其他投资 | | | 0.34 | 1.9 | 4.54 | 3.0 | 12.04 | 1.8 |
| 5 储备资产 | 0.01 | 2.1 | 0.67 | 3.7 | 11.21 | 7.5 | 21.74 | 3.2 |

注：本表据易纲（2020）表 1 计算。

第十四章 宏观经济监测统计分析

第四节 中国经济周期与宏观经济监测研究

一、中国经济周期演变

改革开放以来,中国经济经历了显著的结构调整和周期波动,并开始从高速增长向高质量发展转型。其周期演变,大致可划分为四个阶段^①。

(一) 高速增长阶段(1978-2000)

1978年,改革开放政策的实施标志着中国从计划经济向市场经济转型。这一时期的主要特征是经济增长速度快,年均增长率高达9.5%。

市场化改革是推动经济扩张的主要驱动力。在农村,家庭联产承包责任制极大地提高了农业生产效率。在城市,国有企业改革逐步推进,增强了企业的市场竞争力和自主权。改革使经济活力显著提升,激发了生产者的积极性和创造力,为高速增长奠定了基础。对外开放政策是另一重要推动因素。通过设立经济特区和开放沿海城市,中国吸引了大量的外国直接投资,成为全球制造业的重要基地。通过引进资金和技术,促进了出口快速增长,推动了经济现代化进程。

这一时期,过度依赖低成本劳动力和出口的增长模式带来显著的经济效益,但高速增长也带来资源消耗过快和环境污染加剧等负面效应。

(二) 稳定增长阶段(2001-2010)

2001年,中国加入世界贸易组织(WTO),标志着全面融入全球经济体系。外资大量涌入,促进技术和管理水平提升,并为产业升级提供了持续动力。中国逐渐从全球产业链低端向中高端迈进,制造业和服务业获得更广阔的发展空间。

城市化进程加速也是该阶段的重要特征。城市化不仅是经济增长的重要动力,也推动了社会结构的深刻变革,带来生活方式变化和消费结构升级。消费市场的扩大和消费结构的升级为我国经济发展提供了稳定基础,内需对经济增长的重要作用日益凸显。

这一阶段,中国仍保持快速增长。增长模式逐渐从依赖投资和出口向消费、投资、出

^① 方毅,孟佶贤,张屹山.中国经济增长的状态跃迁(1979—2020)[J].中国社会科学,2022(05):4-26+204

口“三驾马车”平衡驱动转变，但仍存在多类制约经济持续发展的结构问题。

（三）结构调整阶段（2011-2016）

2011 年以来，中国经济增速开始放缓，从高速增长转向中高速增长。这一阶段，产能过剩、金融风险上升以及资源环境压力加剧等问题逐渐突出。为应对这些挑战，政府启动供给侧结构性改革，推动经济结构的优化和升级，重点为去产能、去库存、去杠杆、降成本和补短板。供给侧结构性改革不仅是经济政策调整，更是经济发展模式的转变，从规模扩张转向提升质量和效益。

该时期，全球经济复苏乏力以及国内劳动力成本上升，导致中国传统的低成本制造优势逐渐消失。同时，资源和环境约束加剧，迫使经济发展转向更加可持续的模式。这一背景下，中国经济进入换挡期，GDP 增长率从两位数下降到 7% 左右。随着经济结构调整，传统产业面临淘汰和转型压力，新兴产业虽然快速发展，但整体规模尚不足以完全填补传统产业收缩的空缺。

（四）高质量发展阶段（2017 至今）

2017 年以来，中国经济进入高质量发展阶段。创新驱动成为经济发展的新引擎，政府通过资金投入、政策支持和制度创新，推动新兴产业发展，成为经济增长的新亮点。绿色发展政策成为经济发展的重要内容。中国加强环境保护和资源节约，推动绿色低碳经济发展，不仅有助于改善环境质量，也推动了产业升级和结构优化。

中国继续深化改革开放，推进“一带一路”倡议和自贸区建设，深化与全球经济的融合。高水平开放推动了国际贸易和对外投资的增长，也提升了中国在全球经济治理中的地位和影响力。

二、中国经济景气分析

依据我国经济运行和传导机制，在保障数据可得性、经济重要性和指标灵敏性的前提下，国家统计局中国经济景气监测中心编制并按月发布中国宏观经济景气指数。该指数涵盖一致指数、先行指数、滞后指数，并采用 5 等级预警信号^①。下面利用该指数 1991 年 1 月至 2022 年 7 月的数据（1996 年=100），对我国经济波动进行量化分析。

（一）分类指数分析

1. 一致指数

^① 红灯表示过热、黄灯表示偏热、绿灯表示正常、浅蓝灯表示偏冷、蓝灯表示过冷。

一致指数反映当前经济的基本走势，由工业生产、就业、社会需求（投资、消费、外贸）、社会收入（国家税收、企业利润、居民收入）等 4 方面合成。



图 14-2 一致指数时间序列

图 14-2 显示，一致指数多数年份呈上升状态，但存在明显的周期波动。为便于观察，将峰到谷的阶段以灰色标注。1994 年一致指数达到一个高峰，出现经济过热。随后波动下降，其中几次明显下降（如 1997 年、2008 年）与国际金融危机密切相关。2019-2021 年的剧烈波动，主要受全球新冠疫情冲击所致。

2. 先行指数

先行指数是由一组领先于一致指数的先行指标合成，其有助于提前反映经济的转折点，可用于对经济未来的走势进行预测。



图 14-3 先行指数时间序列

图 4-13 显示，先行指数通常领先一致指数约 6-9 个月。在经济收缩期，先行指数下降

预示着即将陷入经济低迷。2008 年金融危机之前，先行指数在 2007 年初出现下降趋势，预示即将出现经济衰退。在经济扩张期，先行指数中的固定资产投资和工业增加值增速会提前显示出增长信号。如 2016 年，先行指数持续上升预示着 2017-2018 年的经济扩张。

先行指数不仅能反映经济的整体趋势，还能提供细化的经济活动信息。通过分析先行指数的变化规律，可以识别出经济周期中的关键转折点，并提前采取政策措施以应对即将到来的经济变化。

3. 滞后指数

滞后指数是由落后于一致指数的滞后指标合成得到，其通常在经济扩张和收缩的后期阶段才发生变化，主要用于对经济循环的峰与谷的再次确认。

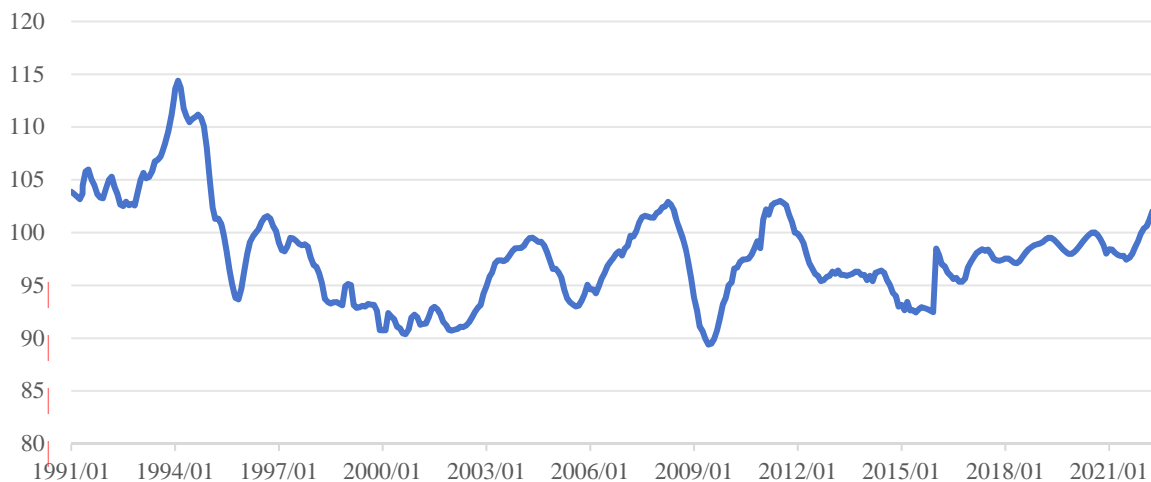


图 14-4 滞后指数时间序列

根据 4-14，滞后指数通常晚于一致指数约 7-9 个月。滞后指数的波动相对稳定，不像一致指数那样剧烈，使得滞后指数成为确认经济周期变化的可靠指标。例如，2010 年经济增长见顶时，滞后指数仍在上升，验证了一致指数和先行指数反映的经济扩张信号。2008 年金融危机发生后，滞后指数在 2009 年初才开始明显下降。滞后指数这种信号确认特性，使其成为验证经济周期变化的可靠指标，对于经济决策者具有重要参考价值。

（二）VAR 模型分析

为分析一致指数、先行指数、滞后指数之间的动态交互作用，进一步构建 VAR 模型揭示我国经济景气指标的动态关系。

1. 平稳性检验

首先对中国宏观经济的一致指数、先行指数和滞后指数进行平稳性检验。

表 14-1 中 ADF 检验表明，一致指数和先行指数平稳，而滞后指数不平稳。为确保数

据平稳性，对数据进行差分处理，以满足 VAR 模型需要。

表 14-1 单位根检验

| Variable | ADF Statistic | p-value | Durbin-Watson |
|----------|---------------|---------|---------------|
| 一致指数 | -3.9707 | 0.0016 | 1.9621 |
| 先行指数 | -2.9261 | 0.0424 | 2.0036 |
| 滞后指数 | -2.5293 | 0.1085 | 1.9843 |

AIC 准则显示，VAR 模型最优滞后阶数为 12，每个变量的变化主要受过去 12 个月自身值和其他变量值的影响。使用一阶差分后的数据拟合 VAR 模型，并对模型进行自相关检验。Durbin-Watson 检验结果表明，模型残差是白噪声，适于 VAR 模型分析。

2. 基本模型

通过平稳性检验之后，构建如下 VAR 模型：

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ Y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} & a_{13,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} & a_{23,1} \\ a_{31,1} & a_{32,1} & a_{33,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \\ Y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_{11,p} & a_{12,p} & a_{13,p} \\ a_{21,p} & a_{22,p} & a_{23,p} \\ a_{31,p} & a_{32,p} & a_{33,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-p} \\ Y_{2,t-p} \\ Y_{3,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix} \quad (14.10)$$

$Y_{1,t}$ 、 $Y_{2,t}$ 与 $Y_{3,t}$ 分别代表一致指数、先行指数和滞后指数 t 期值； c_1, c_2, c_3 是常数项， $a_{ij,k}$ 是变量 j 在滞后期 k 对变量 i 的系数，最大滞后阶数 p 取 12； $u_{1,t}, u_{2,t}, u_{3,t}$ 为随机误差项。

3. 脉冲响应分析

脉冲响应函数用于分析一个变量变动一个标准差的冲击，对系统中各变量的影响。

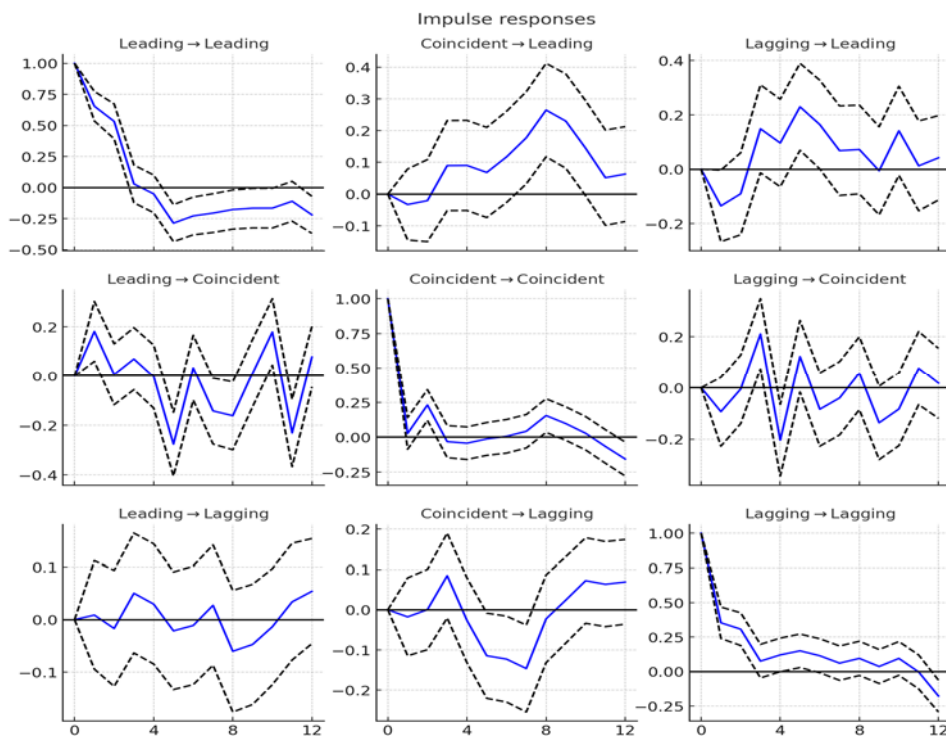


图 14-5 脉冲响应图

图 14-5 给出各类变量之间的脉冲相应关系, 但受噪声和模型设定影响, 并非每对关系均能清晰揭示经济机制的变化。鉴于每个变量主要受自身历史数据影响, 重点讨论主对角线的三个图形。在自身受到冲击后, 三个变量均表现出先下降并逐渐趋于平稳的模式, 反映出经济系统的自我调节和适应机制, 短期冲击的影响在长期最终回归稳定。相比一致指数, 先行指数和滞后指数的反应速度较慢。此外, 先行指数对一致指数的影响值得关注。受到先行指数变化冲击后, 一致指数先上升后下降, 并反复波动; 大概 9 期后, 上述模式又重复出现。这与先行指数通常领先一致指数约 6-9 个月互为印证。

4. 方差分解

方差分解可以确定每个变量在预测误差方差中的贡献。表 14-2 显示, 一致指数的方差在短期内主要由自身变动解释; 但随着时间推移, 先行指数对一致指数方差的贡献明显增加, 表明先行指数是解释一致指数变化的重要因素; 自始至终, 滞后指数对一致指数的方差都几乎没有影响。

表 14-2 方差分解结果

| 时期 | 一致指数方差 | | | 先行指数方差 | | | 滞后指数方差 | | |
|----|--------------|-------|-------|--------|--------------|-------|--------|-------|--------------|
| | 一致 | 先行 | 滞后 | 一致 | 先行 | 滞后 | 一致 | 先行 | 滞后 |
| 1 | 1.000 | 0.000 | 0.000 | 0.091 | 0.909 | 0.000 | 0.110 | 0.004 | 0.887 |
| 2 | 0.995 | 0.000 | 0.005 | 0.140 | 0.857 | 0.002 | 0.107 | 0.004 | 0.889 |
| 3 | 0.989 | 0.001 | 0.010 | 0.148 | 0.849 | 0.002 | 0.102 | 0.004 | 0.894 |
| 4 | 0.987 | 0.003 | 0.009 | 0.171 | 0.824 | 0.004 | 0.105 | 0.016 | 0.879 |
| 5 | 0.983 | 0.009 | 0.008 | 0.170 | 0.826 | 0.004 | 0.105 | 0.016 | 0.879 |
| 6 | 0.977 | 0.016 | 0.007 | 0.153 | 0.843 | 0.004 | 0.105 | 0.024 | 0.871 |
| 7 | 0.967 | 0.027 | 0.006 | 0.140 | 0.857 | 0.003 | 0.107 | 0.033 | 0.860 |
| 8 | 0.950 | 0.044 | 0.006 | 0.126 | 0.871 | 0.003 | 0.107 | 0.045 | 0.847 |
| 9 | 0.919 | 0.074 | 0.006 | 0.114 | 0.883 | 0.003 | 0.113 | 0.045 | 0.842 |
| 10 | 0.879 | 0.114 | 0.007 | 0.104 | 0.893 | 0.003 | 0.116 | 0.048 | 0.836 |
| 11 | 0.833 | 0.158 | 0.009 | 0.095 | 0.901 | 0.003 | 0.114 | 0.059 | 0.827 |
| 12 | 0.789 | 0.199 | 0.012 | 0.091 | 0.906 | 0.003 | 0.113 | 0.067 | 0.819 |

先行指数的方差主要由自身的变动解释, 这与其作为领先指标的属性相符。一致指数对先行指数方差有一定贡献, 强度先升后降, 但其属于统计相关而无因果关系。滞后指数的方差主要也由自身变动解释, 一致指数对滞后指数方差的影响稳定在 10% 以上, 先行指数影响对滞后指数方差的贡献最小, 但随时间推移有明显增长。上述结果有力表明, 三类指数之间具有内在联系, 可共同服务于经济周期识别和宏观经济波动监测。

第十五章 宏观经济效益统计分析

第四节 中国绿色全要素生产率分析

绿色全要素生产率（GTFP）集中反映一个经济体在生产过程中对资源环境的综合利用效率，构成宏观经济效益分析的重要内容。本节对我国绿色全要素生产率进行案例分析。

一、GTFP 基本定义

全要素生产率（TFP）反映产出与投入要素之间的技术关系，常写作 $TFP = Y / F(K, L)$ 。在此基础上，GTFP 明确考虑资源消耗和环境污染等因素的影响。其定义式为：

$$GTFP = \frac{Y}{F(K, L, R, E)} \quad (15.28)$$

其中， R 表示自然资源投入， E 表示污染物排放。GTFP 不仅包含“好”的期望产出，同时考虑环境污染等“坏”的非期望产出，有助于刻画资源与环境要素的利用效率。

二、GTFP 测算方法

（一）参数法

参数法首先对生产函数进行设定，随后借助统计方法估计未知参数。

1. 索洛余值法。这是计算 TFP 的经典方法（第四章已做介绍）：首先计算产出增长率，然后对投入要素增长率做加权平均（权数为要素产出弹性），最终将二者相减得到 TFP 增长率。进一步引入资源消耗 R 和环境污染 E ，即可测算 GTFP 变化率：

$$\Delta \ln GTFP = \Delta \ln Y - \alpha \Delta \ln K - \beta \Delta \ln L - \gamma \Delta \ln R - \delta \Delta \ln E \quad (15.29)$$

其关键是确定各类要素投入数量，并借助生产函数估计相应的产出弹性（或收入份额） α 、 β 、 γ 和 δ 。

2. 随机前沿分析法（SFA）。这是另一种常用的参数方法，其假设生产过程的随机扰动和技术无效率分别由两个独立的随机变量表示：

$$\ln Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1} \beta_j \ln X_{ji} + v_i - u_i \quad (15.30)$$

Y_i 表示第 i 个决策单元的产出， X_{ji} 表示第 i 个决策单元的第 j 种投入， β_0 和 β_j 为待估

参数, v_i 为随机误差, u_i 为技术无效率。

首先设定生产函数形式, 然后利用最大似然法估计模型参数 β 、随机误差项 v_i 和技术无效率项 u_i 。最后计算技术效率, 并据其反映 GTFP:

$$TE_i = \frac{Y_i}{\exp(\beta_0 + \sum_{j=1} \beta_j \ln X_{ji} + v_i)} \quad (15.31)$$

(二) 非参数法

非参数法无需设定生产函数形式, 有助于避免研究者主观选择的影响。

1. 数据包络分析法 (Data Envelopment Analysis, DEA)。DEA 方法十分流行, 其无需假设生产函数形式, 并可处理多投入、多产出的复杂系统。首先通过线性规划技术确定最优生产前沿面, 再将每个决策单元与前沿面的偏离程度作为其效率度量。

以投入导向的 CCR-DEA 模型为例。设有 n 个决策单元, 每个决策单元有 m 种投入和 s 种产出。第 j 个决策单元的投入向量记为 $x_j = (x_{1j}, x_{2j}, \dots, x_{mj})^T$, 产出向量记为 $y_j = (y_{1j}, y_{2j}, \dots, y_{sj})^T$ 。测算每个决策单元的投入-产出效率值, 需求解线性规划模型:

$$\begin{aligned} \min_{\theta, \lambda} \quad & \theta \\ \text{s.t.} \quad & \sum_j x_j \lambda_j \leq \theta x_0; \sum_j y_j \lambda_j \geq y_0; \lambda_j \geq 0, j=1, \dots, n \end{aligned} \quad (15.32)$$

其中, x_0 和 y_0 分别为选定决策单元 DMU_0 的投入和产出向量; θ 为 DMU_0 投入相对产出的利用率, 即技术效率值, 故 $1-\theta$ 为冗余投入比例; λ 是相对 DMU_0 所新构造的一个有效 θ 组合中所有决策单元的组合比例。

2. 超效率 SBM 下的 ML 指数。超效率 SBM 模型可以处理投入冗余和产出不足情形, 且其处理包含非期望产出的情形时的精确度高于 DEA 模型。

设有 n 个决策单元, 每个决策单元有 m 个投入、 s 个期望产出和 r 个非期望产出。超效率 SBM 模型的目标是最大化决策单元的效率值 ρ , 其基本模型为:

$$\begin{aligned}
\text{Max } \rho &= \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^- / x_{i0}}{1 + \frac{1}{s+r} \left(\sum_{i=1}^s s_i^+ / y_{i0} + \sum_{i=1}^r b_i^- / b_{i0} \right)} \\
\text{s.t. } \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^- &= x_{i0} \quad (i=1, \dots, m) \\
\sum_{j=1}^n \lambda_j y_{ij} - s_i^+ &= y_{i0} \quad (i=1, \dots, s) \\
\sum_{j=1}^n \lambda_j b_{ij} + b_j^- &= b_{i0} \quad (i=1, \dots, r) \\
\lambda_j &\geq 0
\end{aligned} \tag{15.33}$$

其中, λ_j 是待求解的权重, s_i^- 是投入冗余, s_i^+ 是期望产出不足, b_i^- 是非期望产出冗余。求解上述线性规划问题, 可以得到各决策单元的超效率值 ρ 。

Malmquist-Luenberger 指数是一种用于衡量决策单元动态效率变化的工具, 可以同时考虑期望产出和非期望产出的影响。ML 指数的基本公式为:

$$ML_{t,t+1} = \left[\frac{D_t(x_{t+1}, y_{t+1}, b_{t+1})}{D_t(x_t, y_t, b_t)} \cdot \frac{D_{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1}, b_{t+1})}{D_{t+1}(x_t, y_t, b_t)} \right]^{1/2} \tag{15.34}$$

其中, x 表示投入, y 表示期望产出, b 表示非期望产出。ML 指数大于 1 表示效率提高, 小于 1 表示效率降低。ML 指数计算涉及多个时期的效率变化, 可以分析技术进步、技术效率变化以及其他因素对效率的综合影响。

超效率 SBM 模型与 ML 指数结合, 既能有效评价静态效率, 又能追踪动态效率变化。

三、中国 GTFP 测算

随着中国经济快速发展, 资源环境压力日益增大, 提升 GTFP 成为提高宏观经济效益的重要途径。本节利用省级面板数据, 运用超效率 SBM 下 ML 指数测算 GTFP。

(一) 变量说明

合理的变量选取, 是确保 GTFP 测算结果可靠性的重要条件。

对投入要素, 使用物质资本 K (估算方法见第二章) 与劳动力 L 衡量基本的生产投入。

产出要素包括期望产出与非期望产出。期望产出 Y 选取各地区 GDP, 非期望产出为基于工业三废 (废水排放量、一般工业固体废物产生量、废气中二氧化硫排放量) 构建的环境污染综合指数。对非期望产出的早期缺失数据, 以第二产业工业增加值为解释变量, 采用个体固定效应模型进行回归插补。

（二）结果分析

利用投入产出数据计算 ML 指数，其变化趋势如图 15-1 所示。过去数十年，中国通过政策引导、技术创新、市场调节等多种手段，逐步实现从传统高污染、高能耗的增长模式向绿色低碳、可持续发展模式的转型。

1978 年起，中国开始实施改革开放政策。改革初期，GTFP 在 1.02 左右，取值很低且反复波动。表明在工业化快速发展阶段，资源利用较为粗放，浪费和环境污染问题较为突出。20 世纪 80 年代后期，经济增长与环境保护之间的矛盾受到政府日益重视。在政策调整和技术进步的推动下，资源利用效率逐步改善，GTFP 开始持续上升。

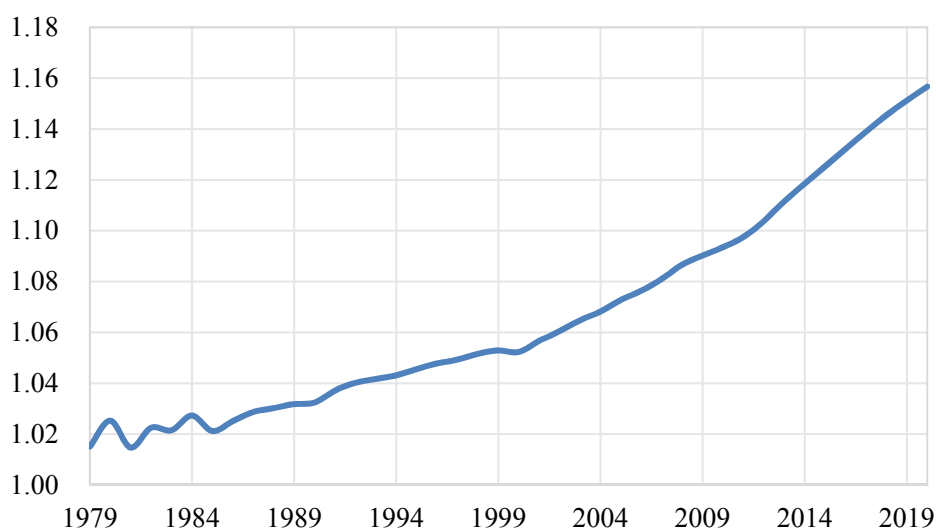


图 15-1 1978-2020 年中国绿色全要素生产率

20 世纪 90 年代，伴随市场化改革和全球化进程加速，中国经济进入高速增长期。然而，该时期中国的工业化进程带来严重的环境问题，尤其是空气污染和水资源短缺。1996 年后，中国逐步加强环境立法和环保措施，《中华人民共和国环境保护法》修订并实施。该时期的 GTFP 继续保持小幅增长，表明资源利用效率有所提升但幅度不大，反映出经济发展与环境保护之间的艰难平衡。

2001 年，中国加入世界贸易组织（WTO），深度融入全球经济体系。此后，技术进步和产业结构调整速度加快。这一时期，中国加强对清洁技术和节能环保产业的支持，2003 年实施《清洁生产促进法》。GTFP 增长加速，表明资源利用效率得到改善，环保政策的效果逐步显现。2008 年全球金融危机后，我国出台的经济刺激计划加大了绿色技术推广。GTFP 提升至 1.09 以上，中国逐步走向经济增长与环境保护的双赢。

2012 年后，中国经济发展进入新常态，绿色全要素生产率增速进一步提升。2012 年，党的十八大提出生态文明建设的战略，进一步加速中国的绿色发展进程。这一时期，绿色

发展理念日益深入人心，相关政策逐步落实。2016 年，中国启动供给侧结构性改革，进一步优化产业结构，资源利用效率和环境保护水平显著提升。尽管受新冠疫情冲击，2020 年 GTFP 仍上升至 1.157，表明中国在推动绿色转型方面取得显著成效。

第十六章 国际经济比较统计分析

第四节 国际竞争力统计评价

三、国际竞争力中外比较

国际竞争力评价动辄涵盖上百个经济体，且评价指标数量庞大，常由研究机构完成。下面利用 WEF 和 IMD 发布的评价结果，简要进行中外比较。

（一）主要经济体国际竞争力比较

表 16-3 2010 年主要经济体国际竞争力排名

| WEF 竞争力排名 | | | | IMD 竞争力排名 | | | |
|-----------|------|----|-------|-----------|------|----|-----|
| 排名 | 经济体 | 排名 | 经济体 | 排名 | 经济体 | 排名 | 经济体 |
| 1 | 瑞士 | 16 | 澳大利亚 | 1 | 新加坡 | 16 | 德国 |
| 2 | 瑞典 | 17 | 卡塔尔 | 2 | 中国香港 | 17 | 以色列 |
| 3 | 新加坡 | 18 | 奥地利 | 3 | 美国 | 18 | 中国 |
| 4 | 美国 | 19 | 比利时 | 4 | 瑞士 | 19 | 芬兰 |
| 5 | 德国 | 20 | 卢森堡 | 5 | 澳大利亚 | 20 | 新西兰 |
| 6 | 日本 | 21 | 沙特阿拉伯 | 6 | 瑞典 | 21 | 爱尔兰 |
| 7 | 芬兰 | 22 | 韩国 | 7 | 加拿大 | 22 | 英国 |
| 8 | 荷兰 | 23 | 新西兰 | 8 | 中国台湾 | 23 | 韩国 |
| 9 | 丹麦 | 24 | 以色列 | 9 | 挪威 | 24 | 法国 |
| 10 | 加拿大 | 25 | 阿联酋 | 10 | 马来西亚 | 25 | 比利时 |
| 11 | 中国香港 | 26 | 马来西亚 | 11 | 卢森堡 | 26 | 泰国 |
| 12 | 英国 | 27 | 中国 | 12 | 荷兰 | 27 | 日本 |
| 13 | 中国台湾 | 28 | 文莱 | 13 | 丹麦 | 28 | 智利 |
| 14 | 挪威 | 29 | 爱尔兰 | 14 | 奥地利 | 29 | 捷克 |
| 15 | 法国 | 30 | 智利 | 15 | 卡塔尔 | 30 | 冰岛 |

注：取自 WEF The Global Competitiveness Report 2010-2011 和 IMD World Competitiveness Yearbook 2010。

表 16-3 显示：WEF 的 2010 年全球竞争力，排名前十的经济体依次为瑞士、瑞典、新加坡、美国、德国、日本、芬兰、荷兰、丹麦和加拿大，除日本和新加坡外均为欧美国家；英国排第 12 位，韩国排第 22 位，中国排第 27 位。IMD 的 2010 年世界竞争力，排名前十的经济体依次为新加坡、中国香港、美国、瑞士、澳大利亚、瑞典、加拿大、中国台湾、挪威和马来西亚，欧美国家仍占 5 席，亚洲经济体表现突出；中国排第 18 位，英国排第 22 位，韩国排第 23 位。尽管两项排名的前四名基本重合；但由于所用指标体系不同，二者所给排名存在显著差异，新兴经济体在 IMD 的排名往往高于其 WEF 排名。

表 16-4 2010 年与 2023 年 IMD 国际竞争力前 30 强变化

| 2010 年 IMD 竞争力排名 | | | | 2023 年 IMD 竞争力排名 | | | | | |
|------------------|----|-----------|-----------|------------------|-------|----|-----------|--------------|-----------|
| 经济体 | 排名 | 经济体 | 排名 | 经济体 | 得分 | 排名 | 经济体 | 得分 | 排名 |
| 新加坡 | 1 | 德国 | 16 | 丹麦 | 100 | 1 | 冰岛 | 86.74 | 16 |
| 中国香港 | 2 | 以色列 | 17 | 爱尔兰 | 99.71 | 2 | 沙特阿拉伯 | 86.06 | 17 |
| 美国 | 3 | 中国 | 18 | 瑞士 | 99.13 | 3 | 捷克 | 83.48 | 18 |
| 瑞士 | 4 | 芬兰 | 19 | 新加坡 | 97.44 | 4 | 澳大利亚 | 83.02 | 19 |
| 澳大利亚 | 5 | 新西兰 | 20 | 荷兰 | 95.58 | 5 | 卢森堡 | 82.46 | 20 |
| 瑞典 | 6 | 爱尔兰 | 21 | 中国台湾 | 93.11 | 6 | 中国 | 82.10 | 21 |
| 加拿大 | 7 | 英国 | 22 | 中国香港 | 92.05 | 7 | 德国 | 80.47 | 22 |
| 中国台湾 | 8 | 韩国 | 23 | 瑞典 | 91.86 | 8 | 以色列 | 78.84 | 23 |
| 挪威 | 9 | 法国 | 24 | 美国 | 91.14 | 9 | 奥地利 | 78.16 | 24 |
| 马来西亚 | 10 | 比利时 | 25 | 阿联酋 | 90.52 | 10 | 巴林 | 77.82 | 25 |
| 卢森堡 | 11 | 泰国 | 26 | 芬兰 | 89.73 | 11 | 爱沙尼亚 | 76.84 | 26 |
| 荷兰 | 12 | 日本 | 27 | 卡塔尔 | 89.72 | 12 | 马来西亚 | 75.75 | 27 |
| 丹麦 | 13 | 智利 | 28 | 比利时 | 89.69 | 13 | 韩国 | 75.71 | 28 |
| 奥地利 | 14 | 捷克 | 29 | 挪威 | 88.43 | 14 | 英国 | 75.48 | 29 |
| 卡塔尔 | 15 | 冰岛 | 30 | 加拿大 | 88.21 | 15 | 泰国 | 74.54 | 30 |

注：取自 IMD World Competitiveness Yearbook 2010 和 IMD World Competitiveness Yearbook 2023。

表 16-4 显示：2023 年排名前十的经济体依次为丹麦、爱尔兰、瑞士、新加坡、荷兰、中国台湾、中国香港、瑞典和美国；与 2010 年相比，前十位中有 6 个重合，但具体排名变化明显。2023 年中国排名第 21 位，比 2010 年下降 3 位；美国排名第 9 位，比 2010 年下降 6 位；中美竞争力相对差距有所缩小。前十名的欧洲国家由 3 个增加到 5 个，且占据前三位；北欧国家表现抢眼，英、法、德等西欧国家竞争力排名均有下滑。

（二）中国国际竞争力及分项组成

利用 IMD 评价结果，考察我国国际竞争力及其分项表现的变化。

表 16-5 2019-2023 年中国国际竞争力及分项得分

| 年份 | 竞争力总值 | | 经济运行 | | 政府效率 | | 商业效率 | | 基础设施 | |
|------|-------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|------|-------|
| | 排名 | 得分 | 排名 | 得分 | 排名 | 得分 | 排名 | 得分 | 排名 | 得分 |
| 2019 | 14 | 88.78 | 2 | 91.71 | 35 | 57.83 | 15 | 80.59 | 16 | 78.70 |
| 2020 | 20 | 82.04 | 7 | 76.47 | 37 | 56.60 | 18 | 76.88 | 22 | 75.56 |
| 2021 | 16 | 83.01 | 4 | 80.16 | 27 | 63.46 | 17 | 76.59 | 18 | 77.53 |
| 2022 | 17 | 83.94 | 4 | 71.94 | 29 | 56.95 | 15 | 72.20 | 21 | 71.04 |
| 2023 | 21 | 82.10 | 8 | 69.26 | 35 | 55.53 | 21 | 71.52 | 21 | 72.42 |

注：取自相应年份的 IMD World Competitiveness Yearbook。

IMD 对各经济体国际竞争力的评价，由经济运行、政府效率、商业效率和基础设施等四大维度展开。表 16-5 显示：我国国际竞争力的总得分与排名近期比较稳定；各维度中，经济运行表现最好，排名始终在前十甚至前五；商业效率和基础设施表现较好，排名在 20 位左右；政府效率排名在 30 名左右，在各维度中居末，具有较大提升空间。

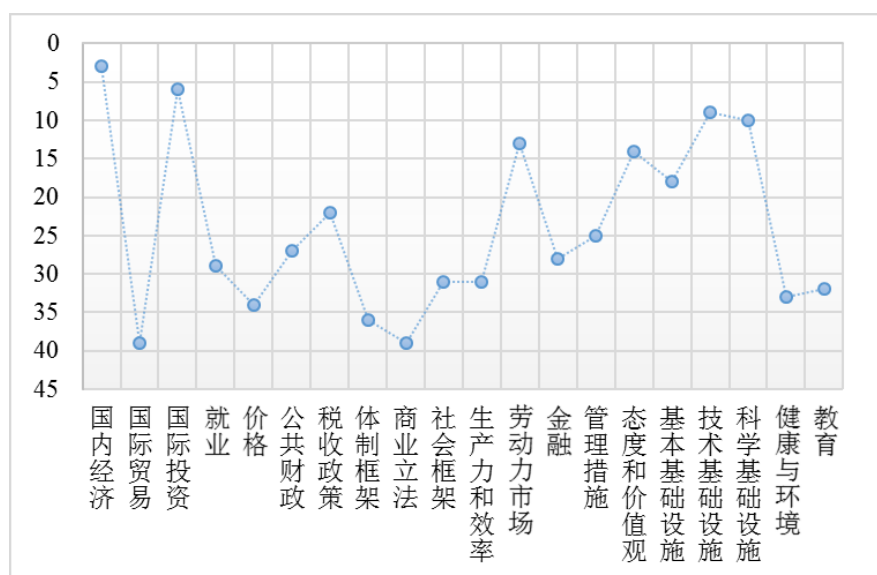


图 16-2 2023 年 IMD 中国国际竞争力的支撑点排名

IMD 将四大维度，进一步细分为 20 个支撑点。图 16-2 给出 2023 年中国国际竞争力各支撑点排名，结果显示：我国在国内经济、国际投资、科学基础设施和技术基础设施方面排名靠前，具有明显优势；国际贸易、商业立法、体制框架等方面排名居后，构成国际竞争力的主要制约因素。按类似方式，还可进一步考察各支撑点之下具体指标的得分与排名。借助“维度-支撑点-指标”的层级结构，可有效识别一国国际竞争力的优势与短板，并据其明确制约因素和提升路径。

第十七章 统计报告写作方法

第三节 统计调查报告实例简析

下面以《双城屏障，点绿成金——天津市民对绿色生态屏障支付意愿调查报告》为例^①，对调查报告的框架结构和写作注意事项做简要说明。

一、摘要与目录

（一）摘要

当前，我国已经由高速增长阶段迈入高质量发展阶段，依靠牺牲生态换取经济发展的模式已经成为历史。生态文明建设成为攸关人民福祉和中华民族永续发展的国家大计。天津市坚决执行党中央和国务院部署，积极谋划发展模式转型，做好生态文明建设这篇大文章。天津市第十一次党代会做出“滨海新区与中心城区要严格中间地带规划管控，形成‘绿色森林屏障’”的决策部署，随后出台《天津市双城中间绿色生态屏障区生态环境保护专项规划(2018-2035年)》。截至2021年12月，天津绿色生态屏障第一阶段任务基本完成。天津市绿色生态屏障建设，是深入贯彻习近平生态文明思想的重要措施。通过建设绿色生态屏障有助于改善生态环境，为天津市高质量发展创造更加优越的条件。本调研小组就天津市民对这项生态文明建设工程的认知与态度进行专项调查，力图发现其存在的问题并探寻成因，为绿色生态屏障第二阶段建设提供建议与参考。

问卷调查结合使用线下调查与线上调查两种方式，先后进行预调查与正式调查。为评估不同引导技术对支付意愿强度的影响，随机将受访者划入支付卡式、单边界二分式和双边界二分式之下，分别计算三种方式下的支付意愿并进行比较。针对问卷调查结果，首先运用描述性统计方法，对受访者基本特征及环保意识进行分析，并借助卡方检验识别影响环保支付意愿的因素。在此基础上，进一步借助二元 Logistic 回归对受访者的环保支付意愿进行分析，发现职业、教育程度、月收入、是否参与过环保活动等因素，对天津市民就绿色生态屏障建设的支付意愿有显著影响。最后，分别在三种引导技术下测算支付意愿强度 WTP 并进行比较，发现受教育程度、月收入以及对天津市绿色生态屏障重要程度评价等因素，显著影响支付意愿强度。此外，还与受访者在养老和交通等方面的支付意愿强度进行对比，以评估生态建设的相对重要性。

通过统计调查与数据分析，得出如下认识：天津市民对绿色生态建设重视程度较高；市民认为天津市绿色生态屏障建设取得良好成效，但还需进一步加强；天津市各级政府

^① 该报告为第12届全国大学生市场调查与分析大赛（研究生组）参赛作品，团队成员为佟音、张妍彬、李玉玲、赵方钦、杜彤彤，指导教师为赵慧卿、郝枫、张圆。

应加强绿色生态屏障的宣传工作；市民的个体特征和环保态度对支付意愿有较强影响；尽管不同引导方式下天津市民生态保护支付意愿强度存在差别，但其重视程度与交通和养老等大体相当，该领域财政支出还有待加强。针对以上发现，建议天津市政府进一步加强绿色生态建设和生态文明建设理念的宣传、多方筹集资金、加大统筹推进力度、建立混合式财政转移支付体系、实现多样化支付选择途径并健全公众生态参与制度。

摘要采用常见写法，三段分别交代研究背景与目的、研究方法、研究结论与建议。本例没有关键词，如需补充可以选择：绿色生态屏障、支付意愿（WTP）、Logistic 回归。

（二）目录

| | |
|--------------------------|----|
| 第一部分 调查项目概述····· | 1 |
| 一、调查背景····· | 1 |
| 二、文献综述····· | 3 |
| （一）条件价值评估方法国外发展····· | 3 |
| （二）条件价值评估方法国内应用····· | 4 |
| 三、调查目的与意义····· | 5 |
| （一）调查目的····· | 5 |
| （二）调查意义····· | 5 |
| 四、调查与研究方法····· | 5 |
| （一）研究方法····· | 6 |
| （二）问卷设计与前期准备····· | 6 |
| （三）数据分析方法····· | 7 |
| （四）数据处理····· | 8 |
| （五）质量控制····· | 9 |
| 五、问卷质量分析····· | 10 |
| （一）问卷信度分析····· | 10 |
| （二）问卷效度分析····· | 10 |
| 第二部分 受访者基本信息与环保态度分析····· | 12 |
| 一、基本信息特征····· | 12 |
| （一）在津居住情况····· | 12 |
| （二）在津居住地区分布····· | 12 |
| （三）居住年限····· | 13 |
| （四）性别结构····· | 14 |
| （五）年龄特征····· | 14 |
| （六）职业情况····· | 14 |
| （七）学历状况····· | 15 |
| （八）收入情况····· | 16 |
| 二、生态环境保护的认知情况····· | 16 |
| （一）参加环保活动情况····· | 16 |

| | |
|-----------------------------------|-----------|
| (二)生态环境保护的重要性看法和成效满意度····· | 17 |
| (三)生态环境问题····· | 18 |
| (四)绿色生态屏障的了解程度····· | 18 |
| (五)构建绿色生态屏障的重要程度及其对生态环境的改善程度····· | 19 |
| (六)市政府在生态环境保护上的投资额充足程度····· | 20 |
| 三、支付意愿和影响因素分析 ····· | 20 |
| (一)愿意支付的原因····· | 20 |
| (二)不愿意支付的理由····· | 21 |
| (三)列联表分析····· | 22 |
| 第三部分 受访者支付意愿与支付强度分析····· | 26 |
| 一、支付意愿分析 ····· | 26 |
| (一)研究方法····· | 26 |
| (二)模型构建····· | 26 |
| (三)变量处理与选择····· | 26 |
| (四)回归结果与分析····· | 28 |
| 二、WTP 计算····· | 30 |
| (一)支付卡式····· | 31 |
| (二)单边界二分式····· | 35 |
| (三)双边界二分式····· | 36 |
| 第四部分 结论和建议····· | 39 |
| 一、结论 ····· | 39 |
| (一)天津市民十分重视生态建设····· | 39 |
| (二)天津市生态建设还需加强····· | 39 |
| (三)政府应加强绿色生态屏障宣传工作····· | 39 |
| (四)市民个体特征影响支付意愿····· | 39 |
| (五)市民环保态度影响支付意愿····· | 40 |
| (六)不同引导方式下 WTP 差异较大····· | 40 |
| 二、建议 ····· | 40 |
| (一)进一步加强绿色生态建设····· | 40 |
| (二)加强宣传生态文明建设理念····· | 40 |
| (三)众志成城多方筹集资金····· | 41 |
| (四)加大统筹推进建设力度····· | 41 |
| (五)建立混合式财政转移支付体系····· | 41 |
| (六)实现多样化支付选择途径····· | 42 |
| (七)健全和完善公众生态参与制度····· | 42 |
| 参考文献 ····· | 43 |
| 附录 ····· | 45 |

图目录

| | |
|--------------|---|
| 图 1 词云图····· | 2 |
|--------------|---|

| | | |
|------|----------------------------|----|
| 图 2 | “环保”百度指数 | 2 |
| 图 3 | “生态文明建设”百度指数 | 2 |
| 图 4 | 在津居住情况 | 12 |
| 图 5 | 被调查者居住地所属区情况 | 13 |
| 图 6 | 被调查者在津居住年限情况 | 13 |
| 图 7 | 被调查者的性别比例 | 14 |
| 图 8 | 被调查者的年龄比例 | 14 |
| 图 9 | 被调查者的职业情况 | 15 |
| 图 10 | 被调查者的受教育情况 | 15 |
| 图 11 | 被调查者的收入状况 | 16 |
| 图 12 | 被调查者参加环保活动情况 | 16 |
| 图 13 | 被调查者对生态环境保护重要性看法 | 17 |
| 图 14 | 被调查者对生态环境保护的成效满意度 | 17 |
| 图 15 | 被调查者认为比较严重的生态环境问题占比 | 18 |
| 图 16 | 被调查者对绿色生态屏障的了解情况 | 18 |
| 图 17 | 被调查者对构建绿色生态屏障重要程度的看法 | 19 |
| 图 18 | 构建绿色生态屏障对生态环境的改善程度 | 19 |
| 图 19 | 被调查者对市政府在生态环境保护上的投资额充足程度看法 | 20 |
| 图 20 | 受访者愿意支付的原因及其占比 | 21 |
| 图 21 | 受访者不愿意支付的理由及其占比 | 22 |
| 图 22 | 支付意愿与受教育程度 | 23 |
| 图 23 | 支付意愿与月收入 | 24 |
| 图 24 | 支付意愿与改善程度 | 25 |

表目录

| | | |
|------|----------------------|----|
| 表 1 | 信度系数表 | 10 |
| 表 2 | 效度系数表-KMO 和巴特利特检验 | 11 |
| 表 3 | 各成分的特征值与贡献率 | 11 |
| 表 4 | 职业与支付意愿的列联分析卡方检验结果 | 22 |
| 表 5 | 教育程度与支付意愿的列联分析卡方检验结果 | 23 |
| 表 6 | 收入与支付意愿的列联分析卡方检验结果 | 23 |
| 表 7 | 环保活动与支付意愿的列联分析卡方检验结果 | 24 |
| 表 8 | 环保活动与支付意愿列联表 | 24 |
| 表 9 | 改善与支付意愿的列联分析卡方检验结果 | 25 |
| 表 10 | 变量定义 | 27 |
| 表 11 | 回归结果 | 28 |
| 表 12 | 交叉(卡方)分析结果 | 30 |
| 表 13 | 解释变量定义 | 32 |
| 表 14 | 模型 1 回归结果 | 33 |
| 表 15 | 模型 2 回归结果 | 33 |
| 表 16 | 模型 3 回归结果 | 34 |
| 表 17 | 单边界和双边界回归结果 | 36 |

二、调查项目概述部分

篇幅所限，择要给出原文并略加说明。报告原文见电子资源。

（一）调查背景

说明选择这一问题开展研究的现实背景，共 1200 余字。第一段从全国视角介绍生态文明建设有关政策和规划的发展。第二段介绍京津冀生态保护协同发展，以及天津市绿色生态屏障项目的出台情况。第三段说明天津市绿色生态屏障的范围和内容，第四段明确本调查的主题。最后，利用百度指数和词云图初步反映天津市民对生态环保的关注程度。

（二）文献综述

重点围绕条件价值评估方法（CVM）的理论进展与国内应用，共 1800 余字。一是梳理条件价值评估方法的产生与发展，以及该方法在各国的应用领域。二是介绍该方法引入我国的发展脉络，梳理国内学者基于该方法开展的生态环境研究及有关改进。

（三）调查目的与意义

此部分 800 余字。首先明确调查目的，以 2018 年启动的绿色生态屏障建设为切入点，揭示天津市居民对生态文明建设的认知与态度。具体目的有二：一是通过调查市民对生态文明建设的意愿捐赠金额，使用 CVM 评估天津市绿色生态屏障的经济价值；二是探究天津市民对绿色生态屏障支付意愿的决定因素，为充分调动各方社会力量推进生态文明建设提供参考。随后，从“揭示生态建设现存问题”、“促进生态建设可持续发展”、“增强市民绿色发展理念”三方面，说明调查研究的现实意义和政策价值。

（四）调查与研究方法

此部分 3300 余字。首先介绍核心研究方法 CVM，分别运用支付卡式、单边界二分式和双边界二分式 3 种引导方式，评估天津市绿色生态屏障建设的经济价值。其次说明问卷设计与前期准备，包括预调查实施情况与正式调查实施方式。再次说明主要分析方法，包括描述统计分析、列联分析法、logistic 回归等。随后说明数据处理方法：一是数据接收与导出；二是数据处理步骤，包括筛选剔除非目标人群问卷、排除不合理问卷、核查缺失值和异常值。最后，从事前、事中、事后三个阶段说明质量控制手段。

（五）问卷质量分析

此部分约 900 字。一是对生态环境保护重要性看法量表、生态环境保护成效满意度量表以及总体量表做信度检验，说明问卷的可靠性与稳定性。二是对上述量表进行结构效度

检验，以评判测量指标的准确性和有效性。

三、受访者基本信息与环保态度分析

本部分基于问卷调查数据，就天津市民对绿色生态屏障项目的支付意愿进行描述统计分析。此部分约 2000 字，但统计图所占版面较大。

（一）受访者基本信息

先从在津居住情况、居住地所在区和居住年限等判断是否常住居民，为分析居住特征对支付意愿的影响提供基础。随后就受访者性别、年龄、职业、受教育程度、收入等展开分析，评估其覆盖度和代表性，为其后的列联分析做准备。

（二）受访者生态环境保护的认知与态度

首先，考察受访者对环保的整体态度。给出受访者参加环保活动的比例；从绿化建设、空气质量和水源保护三方面考察受访者对生态环境保护重要性的看法，以及对三方面生态环境保护成效的满意度；考察受访者认为较严重的生态环境问题的分布情况。上述一般性环保认知与态度问题，旨在提供一个基础参照系。

随后，直接考察天津市民对绿色生态屏障的认知和态度。结果显示：天津市民对绿色生态屏障建设的了解不充分，但普遍认为这一项目非常重要；大多数市民认为构建绿色生态屏障对生态环境有一定改善，认为有很大改善的占比不高；近六成受访者对天津市生态保护工作表示满意，另外四成多受访者认为政府应加大生态保护力度；当被问及是否愿意为该项目提供捐助时，多数受访者表示愿意支付一定金额，主要原因是改善环境质量（87.70%）、促进居民身心健康（73.41%）、提升生活品质（72.42%），不愿支付的受访者主要源于自身收入限制（55.85%）或认为应由政府出资（48.30%）。

最后，初步考察支付意愿的影响因素。通过将是否愿意支付与性别、年龄、职业、受教育程度、月收入、是否参加过环保活动、绿色生态屏障对生态环境改善程度等进行列联分析，发现除性别与年龄外，其他因素对支付意愿的影响统计上显著。具体而言：高学历人群支付意愿更强，高收入人群支付意愿更强，参加过环保活动者支付意愿更强，认为绿色生态屏障对生态环境改善效果越大的受访者支付意愿越强。

四、受访者支付意愿与支付强度分析

本部分为报告的核心，包含较多公式和统计表，共 8000 余字。

（一）支付意愿成因

被解释变量为是否存在支付意愿（愿意支付取 1，不愿支付取 0）。故选用二元 Logistic 回归模型，考察天津市民对绿色生态屏障支付意愿的影响因素。鉴于解释变量过多（多个定性解释变量以一组虚拟变量引入，如职业共有 10 种），采用逐步回归法确定最终模型的入选变量。

结果显示：天津市民居住特征、天津市民个体特征和天津市民对绿色环保的态度三个维度中，职业、教育程度、月收入、是否参加过环保活动和对近年来天津市生态环境改善程度的评价等变量，显著影响天津市民向绿色生态屏障建设的支付意愿。该结果明确支持列联表分析发现。

从职业来看，学生、政府工作人员和退休人员的支付意愿更高。从受教育程度看，高学历人群对支付意愿有显著正向影响。从收入角度看，高收入者支付意愿更强，可能源于其有更高支付能力以及可从良好生态环境中获得更大效用。居住特征方面，天津市常住居民和未来有意在津发展的受访者，其支付意愿无显著差异；所住区域和年限对支付意愿的影响也不显著，主要是由于生态环境改善（相比学校、医院等项目建设）具有更强普惠性。此外，受访者环保态度越强则支付意愿越高，其对环境改善的认可度越高则越愿意进行支付，这为政府引导市民积极参与环保活动提供了发力点。

（二）WTP 金额测算

支付意愿仅能粗略说明是否愿意参与，为揭示天津市民对绿色生态屏障的支持程度，进一步采用 WTP 法测算其自愿支付金额。为避免引导方式对测算结果的干扰，研究中分别采用支付卡式、单边界二分法和双边界二分法等三种引导方式。

1. 支付卡式下 WTP 测算

为避免主观分组的干扰，将三种引导方式在受访者中随机分配：线上问卷增设一道问题，要求受访者从三个符号（※、※、※）中任选一个，据其自动跳转到对应的引导方式；考虑到可操作性，线下问卷仅采用支付卡式。卡方检验显示，分配到三类引导方式之下的样本，其各方面结构的差异统计上均不显著。根据线上数据，可对三种不同引导方式之下的支付结果是否存在差异进行判断。将线上支付卡式结果和线下结果进行比较，则可判断线上调查与线下调查对受访者填报金额高低有无影响。

支付卡式之下，每位愿意支付的受访者直接选择自己愿意支付的金额范围，不愿意支付者直接取 0。将支付金额作为被解释变量，由于问卷中的选项为分组区间，因此取各组

组中值 5 元、20 元、45 元、80 元、150 元、300 元。线上数据回归结果显示：年龄、月收入、受教育程度、对绿色生态屏障了解程度对支付意愿强度均有正向影响且统计显著，职业方面事业单位人员愿意支付的金额更高。线下数据估计结果基本一致，但月收入影响变小且统计上不再显著。鉴于线下调查样本量远低于线上，故以线上数据估计结果作为分析基础。

支付卡式支付意愿强度，可由各组支付金额（组中值）的加权平均得到，权数为各组频率。据此算得，线上样本 WTP 为每人每年 80.11 元，线下样本 WTP 为每人每年 105.75 元。线下 WTP 结果高于线上，可能因为线下调查能当面交流绿色生态屏障内容，受访者印象更深刻，故支付意愿更高；也可能源于线下受访者因访员在场而虚报支付意愿，而线上受访者作答时不受外界压力，填写的支付强度较小。由上可知，线上数据可能因对问题了解过少而低报，线下问卷则可能因访员在场而高报，两种计算结果构成的区间能较好反映天津市民实际支付意愿强度。

2. 单边界二分式 WTP 测算

单边界二分式引导方式下，将受访者支付强度是否大于最初提示额为 T 作为被解释变量，并借助二元 logistic 回归模型计算 WTP。

估计结果表明：性别、年龄和职业对支付意愿的影响不显著，受教育程度、收入、是否参加过环保活动、认为生态屏障的重要程度和投标值 T （共设置 20、50、80、100 和 150 等五个）显著影响受访者的支付意愿。具体而言：受访者支付意愿与投标值呈负相关关系，较低“代价”更易被接受，随着“代价”提高愿意承受者比例下降；受教育程度高、收入高、参加过环保活动和以及认为生态屏障重要的受访者，支付意愿更高。

得到估计结果后，利用 Hanemann 的公式计算单边界二分式的支付意愿平均值：

$$E(WTP) = \frac{\ln(1 + \exp A)}{-B} \quad (17.1)$$

据其计算得到天津市民 WTP 平均值为 111.90 元，高于支付卡式结果。

3. 双边界二分式 WTP 测算

双边界二分式之下，对每位受访者询问两次。初始投标值为 T ，对回答“愿意”的受访者，询问更高投标值 T^H ，对回答“不愿意”的受访者，询问更低投标值 T^L 。具体调查中，初始投标值 T 从 30、80、和 120 中随机抽取；如果回答“愿意”，进一步询问更高的投标值 T^H ，依次对应 50、100 和 150；如果回答“不愿意”，进一步询问更低的投标值 T^L ，依次对应 20、50 和 100。总共有四种结果：两次均愿意，均不愿意，第一次愿意第二次不

愿意，第一次不愿意第二次愿意。

由于因变量是分类数据且有次序关系，故采用有序 logistic 回归。根据有序多分类 Logistic 模型，首先分析哪些因素在双边界二分式引导方式中影响受访者的支付意愿。结果显示：投标值系数仍然为负，随着投标值 T 提高，受访者支付意愿下降；受教育程度、月收入和认为生态屏障的重要程度的系数均为正，这与单边界二分式的结果一致。

随后，根据影响因素的系数计算 WTP。鉴于受访者不会把有限的收入对生态保护做无限支付，为避免大尾效应，采取平均截断 WTP，以问卷中最高投标额作为上限。双边界二分式平均截断 WTP 的计算公式为：

$$WTP_{mean} = \int_0^{BID_{max}} \frac{e^{\beta*S+\gamma*BID}}{1+e^{\beta*S+\gamma*BID}} = -\frac{1}{\gamma} \ln \frac{1+e^{\beta*S+\gamma*BID_{max}}}{1+e^{\beta*S}} \quad (17.2)$$

其中， S 为影响受访者支付意愿各变量的平均值， β 为除了投标值以外其他影响因素的回归系数， γ 为投标值的回归系数。

根据双边界二分式计算得到天津市民 WTP 平均值为 116.15 元，高于单边界二分式与支付卡式结果。

4. 比较分析

不同引导方式之下的平均支付意愿存在差异，在 80-120 之间变动。线上支付卡式问卷调查之下平均每人每年愿意支付 80.11 元，乘以有支付意愿的比例 64.50%，再乘以天津市同期常住人口 1386.6 万人，得到天津市绿色生态保护屏障的非使用价值为 7.16 亿元。同理，根据单边界二分式计算的平均 WTP 为 111.90 元，天津市绿色生态保护屏障的非使用价值为 9.93 亿元；双边界二分式计算的平均 WTP 为 116.15 元，天津市绿色生态保护屏障的非使用价值为 10.40 亿元。对政府而言，一方面应积极回应民众对生态环境的重视，加大环保投入；另一方面要积极调动市民对环保的支持，将支付意愿转化为实际资金支持，合力推动生态文明建设。

为评估生态建设的相对重要性，选取交通基础设施、公共卫生和公共养老服务等三个与市民生活息息相关的领域进行比较。用支付卡式方法计算得到，被调查者对于交通基础设施的支付意愿为每人每年 75.2 元，公共卫生支付意愿为每人每年 62.6 元，公共养老服务的支付意愿为每人每年 91.1 元。可见，市民对建设绿色生态屏障的支付意愿高于对提升交通基础设施水平和公共卫生水平的支付意愿，但低于提高公共养老服务水平的支付意愿。这一偏好排序，与天津市经济发展阶段和人口老龄化水平高度符合，表明本调查结果具有较高可靠性。

五、结论和建议

本部分总结全文并提出建议，约 3000 字。

（一）结论

1. 天津市民十分重视生态建设

调查结果显示：约三分之二的受访者参加过环保活动，大多数的受访者认为绿色生态屏障建设、空气质量和水源保护十分重要，65.8%的受访者有向绿色生态屏障建设的支付意愿。天津市民有较强生态环保意识，并愿意为拥有更好的生活环境付出行动。

2. 天津市生态建设还需加强

多数受访者认为目前（指 2021 年）天津市空气质量、水源保护和绿化建设的成效一般，并能明确指出天津市存在的生态环境问题。为进一步提高人们的生活环境质量和幸福感，天津市还需加强绿色生态建设和环境治理。

3. 政府应加强绿色生态屏障宣传工作

大部分居民对正在建设的绿色生态屏障不够了解。对绿色生态屏障没有支付意愿的受访者中，大部分认为应由政府出资、个人支付杯水车薪无济于事。政府应加强绿色生态建设的宣传工作，让更多人了解生态环保工作并积极参与其中。

4. 支付意愿受市民个体特征影响

高学历、高收入人群的支付意愿较高，支付强度也较大。随着受访者受教育程度提高和收入增加，不仅愿意支付者比例提高，其所报支付金额也明显增加。此外，不同年龄以及不同职业受访者的支付意愿也有差异。

5. 支付意愿受市民环保态度影响

参加过环保活动的受访者中有更高比例选择愿意支付，环保意识越强其支付意愿更高。认为绿色生态屏障建设对生态环境改善程度越高，愿意支付的比例越高，说明当市民看到绿色生态屏障带来的成效后更愿意为此出力。

6. 不同引导方式下 WTP 差异明显

不同的引导方式，影响支付意愿计算结果。本研究计算的 WTP，双边界二分式最高，单边界二分式次之，支付卡式最低，这与该领域多数研究一致。不同引导方式之下的支付意愿差异，主要源于受访者心理因素，也受问卷设计精度和数据处理方式影响。

（二）建议

1. 进一步加强绿色生态建设

绿色生态屏障建设取得成效，才会获得更多支持。要持续推进绿色生态屏障建设，特别是加强空气质量以及水资源保护。

2. 加强宣传生态文明建设理念

政府部门要通过互联网、电视节目、公共场所广告等方式积极宣传，在全社会牢固树立尊重自然、保护自然的生态文明理念，努力营造共建生态文明的良好氛围。

3. 众志成城多方筹集资金

持续稳定的资金来源，是绿色屏障建设顺利推进的关键。既要积极争取国家财政资金支持，又要充分发挥天津财政资金引导带动，还要充分运用市场化手段发动市民捐款，建立多层次多渠道的融资框架。

4. 加大统筹推进建设力度

天津市绿色生态屏障横跨五个区，涉及数百个项目，有力的统筹机制是顺利推动建设进展的必然要求。应构建统一建设平台和融资平台，加大市级协调力度以解决建设过程中的各种难题。

5. 建立混合式财政转移支付体系

政府应将横向转移支付和纵向转移支付结合起来。一方面，通过财政纵向补贴方式，对为绿色生态屏障建设做出牺牲者给予适当经济补偿。另一方面，应坚持“谁污染谁补偿、谁收益谁支付”的原则，推动以转移支付实现污染方与受益方之间的横向补偿。

6. 实现多样化支付选择途径

调研发现，市民对生态保护的支持除现金捐赠外，还有其它多种选项。具有支付意愿的受访者中，有些更愿意通过生态环境税、水电费和义务劳动的形式参与环保。政府部门应顺应居民意愿，提供灵活多样的参与方式。

7. 健全和完善公众生态参与制度

为调动市民积极参与绿色生态屏障建设，政府应不断完善公众参与制度，保障公众的生态环境知情权，强化其对生态保护项目的参与和监督。

六、参考文献与附录

（一）参考文献

共引用 26 篇文献，其中期刊论文 21 篇，英文文献 4 篇。详见报告原文。

（二）附录

报告包括三个附录。附录一为调研进度安排表，附录二为线下调查照片，附录三为线下调查问卷和线上调查问卷。篇幅所限，仅给出调查问卷。

1. 线下调查问卷

天津市民对绿色生态屏障支付意愿调查

尊敬的受访者：您好！我们是天津商业大学经济学院研究生。现围绕天津市生态文明建设问题开展专项调研。本次调查收集的信息仅用于研究用途，并严格保密。请您根据实际情况与真实感受放心作答。**为感谢您的支持，为您提供 1 份小礼品。**

A01 您是否在天津居住（含自有住宅、租住、单位提供住所；不含宾馆等短期暂住）

- ☐ 是，有常住居所（自有住宅或租住）
☐ 否，但未来有定居计划（跳至 A04）
☐ 否，且未来无定居计划（调查结束）

A02 您在津居住地位于

- ☐ 中心城区（和平、河西、南开
河东、河北、红桥）
☐ 滨海新区（塘沽、汉沽、大港）
☐ 环城四区（东丽、北辰、西青、津南）
☐ 其他区县（蓟州、武清、静海
宁河、宝坻）

A03 您在天津的居住年限为

- ☐ 1 年以下 ☐ 1-5 年 ☐ 6-10 年
☐ 11-20 年 ☐ 20 年以上

A04 您的性别为

- ☐ 男 ☐ 女

A05 您的年龄为

- ☐ 18 岁以下 ☐ 18-25 岁 ☐ 26-40 岁 ☐ 41-60 岁 ☐ 60 岁以上

A06 您的职业为

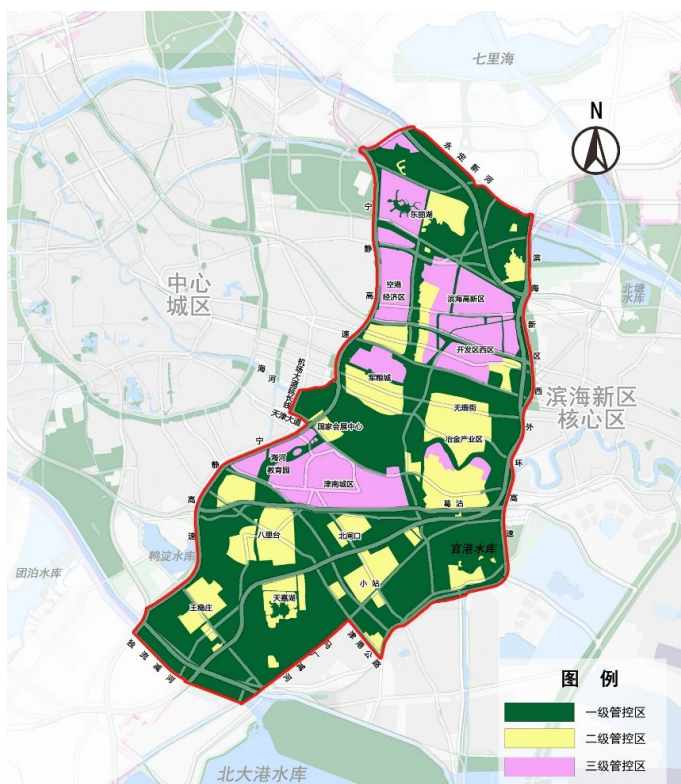
- ☐ 政府公职人员 ☐ 事业单位人员 ☐ 企业员工 ☐ 个体工商户 ☐ 农民
☐ 自由职业者 ☐ 退休人员 ☐ 学生 ☐ 无业 ☐ 其他 _____

A07 您的受教育程度为

- ☐ 小学及以下 ☐ 初中 ☐ 高中（含中专） ☐ 大学（本专科） ☐ 研究生（硕博士）

A08 您的月收入为

- ☐ 1000 元以下 ☐ 1000-3000 元 ☐ 3001-5000 元



○ 5001-8000 元

○ 8001-12000 元

○ 12000 元以上

B01 您是否参与过环保活动（如志愿活动、捐款、环保知识宣传等） ○是 ○否

B02-03 您对天津市生态环境保护重要性（B02）及其成效满意度（B03）的看法

| 很不重要 | 不重要 | 一般 | 重要 | 很重要 | 评价项目 | 很不满意 | 不满意 | 一般 | 满意 | 很满意 |
|------|-----|----|----|-----|---------|------|-----|----|----|-----|
| ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | 天津市绿化建设 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |
| ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | 天津市空气质量 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |
| ○ | ○ | ○ | ○ | ○ | 天津市水源保护 | ○ | ○ | ○ | ○ | ○ |

B04 您认为天津市仍存在哪些比较严重的生态环境问题 [多选题]

- ☐ 没有
 ☐ 绿地面积少
 ☐ 水污染
 ☐ 固体废物污染
☐ 空气污染
 ☐ 沙尘
 ☐ 其他（注明）_____

C01 您对天津市正在建设的绿色生态屏障的了解程度（如果选后两项，请做简单介绍）

- ☐ 非常了解
 ☐ 有一定了解
 ☐ 不太了解
 ☐ 从未听说

C02 您认为天津市构建绿色生态屏障的重要程度

- ☐ 非常重要
 ☐ 较重要
 ☐ 不太重要
 ☐ 毫不重要

C03 自 2018 年绿色生态屏障建设以来，您认为天津市生态环境是否取得改善

- ☐ 有很大改善
 ☐ 有一定改善
 ☐ 没有改善

C04 您认为天津市政府对生态环境保护的投资额是否充足

- ☐ 严重不足
 ☐ 较不足
 ☐ 较充足
 ☐ 很充足

C05 如为推动绿色生态屏障建设，倡议市民未来 3 年内每年捐赠一定金额，您是否愿意

- ☐ 愿意（跳至 C0601 题）
 ☐ 不愿意（跳至 C0602 题）

C0601 为支持天津市绿色生态屏障建设，您未来 3 年内每年愿意支付的金额

- ☐ 1-10 元
 ☐ 11-30 元
 ☐ 31-60 元
 ☐ 61-100 元
 ☐ 101-200 元
 ☐ 200 元以上

C07 请问您上述支付意愿主要源于何种原因 [多选题]

- ☐ 改善环境质量
 ☐ 提升生活品质
 ☐ 促进居民身心健康
 ☐ 满足游憩与审美
☐ 创造就业机会
 ☐ 保护生物多样性
 ☐ 为子孙后代谋福利
 ☐ 其他_____

C0602 您的选择，主要出于何种考虑 [多选题]

- ☐ 自身收入限制
 ☐ 对该项目不感兴趣
 ☐ 担心被挪用
 ☐ 应由政府而非居民出资
☐ 个人支付杯水车薪、无济于事
 ☐ 其他原因_____

C08 为提升天津市交通基础设施水平，您愿意每年支付的金额为

- ☐ 0 元
 ☐ 1-10 元
 ☐ 11-30 元
 ☐ 31-60 元
 ☐ 61-100 元
 ☐ 101-200 元
 ☐ 200 元以上

本次调查结束，再次感谢您的支持！

调查日期: _____

调查员: _____

2. 线上调查问卷

天津市民对绿色生态屏障支付意愿调查

尊敬的受访者: 您好! 我们是天津商业大学经济学院研究生。现围绕天津市生态文明建设问题开展专项调研。本次调查收集的信息仅用于研究用途, 并严格保密。请您根据实际情况与真实感受放心作答。

A01-C04 同线下问卷

*请您任意选择一个图形, 以便后续作答

☐ * (转至 C05)☐ * (转至 D05)☐ * (转至 E05)

C05 如为推动绿色生态屏障建设, 倡议市民未来 3 年内每年捐赠一定金额, 您是否愿意

☐ 愿意 (跳至 C0601 题)☐ 不愿意 (跳至 C0602 题)

C0601 为支持天津市绿色生态屏障建设, 您未来 3 年内每年愿意支付的金额

☐ 0-10 元☐ 11-30 元☐ 31-60 元☐ 61-100 元☐ 101-200 元☐ 200 元以上

C07 请问您上述支付意愿主要源于何种原因 [多选题] (回答完此题跳至 C08 题)

☐ 改善环境质量☐ 提升生活品质☐ 促进居民身心健康☐ 满足游憩与审美☐ 创造就业机会☐ 保护生物多样性☐ 为子孙后代谋福利☐ 其他_____

C0602 您的选择, 主要出于何种考虑 [多选题] (根据题 C05 的跳转回答)

☐ 自身收入限制☐ 对该项目不感兴趣☐ 担心被挪用☐ 应由政府而非居民出资☐ 个人支付杯水车薪、无济于事☐ 其他原因_____

C08 为提升天津市交通基础设施水平, 您愿意每年支付的金额为

☐ 0 元☐ 1-10 元☐ 11-30 元☐ 31-60 元☐ 61-100 元☐ 101-200 元☐ 200 元以上

D05 如为推动绿色生态屏障建设, 倡议市民未来 3 年内每年捐赠一定金额, 您是否愿意

☐ 愿意 (跳至 D0601 题)☐ 不愿意 (跳至 D0602 题)

D0601 为支持天津市绿色生态屏障建设, 未来三年内, 需要您每年支付_____元, 您是否愿意

☐ 愿意☐ 不愿意

(注: 横线处数字, 从 20、50、80、100 和 150 五个投标值中随机显示)

D07 请问您上述支付意愿主要源于何种原因 [多选题] (回答完此题跳至 D08 题)

☐ 改善环境质量☐ 提升生活品质☐ 促进居民身心健康☐ 满足游憩与审美☐ 创造就业机会☐ 保护生物多样性☐ 为子孙后代谋福利☐ 其他_____

D0602 您的选择, 主要出于何种考虑 [多选题] (根据题 D05 的跳转回答)

- ☐自身收入限制 ☐对该项目不感兴趣 ☐担心被挪用 ☐应由政府而非居民出资
☐个人支付杯水车薪、无济于事 ☐其他原因_____

D08 为提升天津市公共卫生水平，您愿意每年支付的金额为

- ☐0 元 ☐1-10 元 ☐11-30 元 ☐31-60 元 ☐61-100 元 ☐101-200 元 ☐200 元以上

.....

E05 如为推动绿色生态屏障建设，倡议市民未来 3 年内每年捐赠一定金额，您是否愿意

- ☐愿意 (跳至 E0601 题) ☐不愿意 (跳至 E0602 题)

E0601 为支持天津市绿色生态屏障的建设，未来三年内，需要您每年支付_____元，您是否愿意

- ☐愿意 ☐不愿意 (注：横线处数字，从 30、80、120 中随机显示)

如选愿意，当支付金额变成每年_____元时，您是否愿意支付

- ☐愿意 ☐不愿意 (注：横线处数字，相应上调为 50、100、150)

如选不愿意，当支付金额变成每年_____元时，您是否愿意支付

- ☐愿意 ☐不愿意 (注：横线处数字，相应下调为 20、50、100)

E07 请问您上述支付意愿主要源于何种原因 [多选题] (回答完此题跳至 E08 题)

- ☐改善环境质量 ☐提升生活品质 ☐促进居民身心健康 ☐满足游憩与审美
☐创造就业机会 ☐保护生物多样性 ☐为子孙后代谋福利 ☐其他_____

E0602 您的选择，主要出于何种考虑 [多选题] (根据题 E05 的跳转回答)

- ☐自身收入限制 ☐对该项目不感兴趣 ☐担心被挪用 ☐应由政府而非居民出资
☐个人支付杯水车薪、无济于事 ☐其他原因_____

E08 为提升天津市公共养老服务水平，您愿意每年支付的金额为

- ☐0 元 ☐1-10 元 ☐11-30 元 ☐31-60 元 ☐61-100 元 ☐101-200 元 ☐200 元以上

本次调查结束，再次感谢您的支持！

第十八章 学术论文写作方法

第四节 本科毕业论文实例

本节给出一篇经济统计学专业的本科毕业论文实例^①，有所取舍。

中文题目：偏向型技术进步视角下天津市经济增长驱动力研究

英文题目：Research on the Driving Forces of Tianjin Economic Growth: from the Perspective of Biased Technological Progress

中英文摘要和关键词如下，为节省版面，各部分内容连续排列未予分页。

内容摘要

经济增长是福利改善和社会进步的重要动力，其始终跻身宏观经济研究的核心领域。我国已经进入经济发展转型的关键时期，实现由投入扩张驱动的粗放型增长向技术创新驱动的集约型增长成为当务之急。在京津冀一体化成为我国打造新经济增长点的重大战略之际，对天津经济增长方式转型的要求更为迫切。已有若干文献对我国技术进步偏向及其对经济增长的影响进行考察，但鉴于我国地区经济发展差异很大，深入开展省级层面的研究极有必要。

本文重点考察改革时期天津市经济增长驱动因素及时期变化，揭示技术进步偏向对经济增长的影响，据以对天津乃至我国经济增长模式转型提供有益的经验参考。主要完成两方面工作：首先，实证测度技术偏向，并将经济增长率在要素投入与技术变化之间进行分解；随后，利用要素效率变化率及要素替代弹性估计值模拟潜在经济增长率，并将模拟路径与实际增长路径进行比较。

研究发现：天津要素替代弹性小于1，技术进步属于劳动节约型（资本偏向型），其经济增长无法由C-D生产函数有效刻画；整个考察期内，天津经济增长以资本快速积累为主要驱动力，但后期技术进步重要性明显加强；在偏向型技术进步视角下，天津资本效率负增长，劳动效率提高成为TFP增长的关键动力。

关键词：偏向型技术进步；要素替代弹性；经济增长驱动力

^① 作者梁海志，指导教师郝枫教授，完成时间2017年，学位授予单位为天津财经大学。图表和公式保持原文编号。

Abstract

Economic growth is an important power of welfare improvement and social progress, so it has always been among the core area of macroeconomic research. It is a critical period for China to change the pattern of economic growth from driven by investment expansion to driven by technology innovation. It is particularly urgent for Tianjin, under the background of Beijing-Tianjin-Hebei region integration to build the great strategic pole of economic growth. In view of the existing research on Chinese biased technological progress, there are important differences between provincial economic developments. So it is necessary to study on provincial level respectively.

This paper focuses on driving factors of Tianjin's Economic growth during the Reform period. The impact of biased technological progress on economic growth is investigated emphatically, which provides a useful viewpoint for mode transform of Chinese economic growth. We measured technology bias firstly, and decomposed economic growth into technological changes and factor inputs. Then, we used factor efficiency and elasticity of substitution to estimate potential growth, and compared the simulated paths with the actual path.

Main findings are: (1)the elasticity of substitution is less than 1, technical progress and economic growth cannot be characterized by C-D production function; (2)the rapid growth of capital is the main driving force of Tianjin's economic growth, while the importance of technological progress obviously strengthen; (3)under factor biased technologic progress perspective, compared with negative growth of capital efficiency, labor efficiency is the key momentum to the TFP growth.

Key words: Biased Technological Progress; The Elasticity of Substitution; The Driving Force of Economic Growth

目 录

| | |
|-----------------------|---|
| 一、引言 | 1 |
| 二、文献综述 | 1 |
| 三、理论模型 | 3 |
| (一) 增长模型技术进步设定 | 3 |
| (二) 增长模型函数形式检验 | 3 |
| (三) 希克斯中性技术进步估计 | 5 |
| (四) 偏向型技术进步估计 | 5 |
| 四、计量分析 | 6 |

| | |
|-------------------------|----|
| (一) 数据说明 | 6 |
| (二) 模型设定 | 7 |
| (三) 中性技术假定下的结果分析 | 8 |
| (四) 偏向型技术假定下的估计结果 | 9 |
| 五、模拟分析 | 11 |
| (一) 地区生产总值拟合 | 11 |
| (二) 拟合效果变化成因 | 12 |
| 六、主要结论 | 13 |
| 参考文献 | 15 |

正文部分

一、引言

针对我国经济转型过程中经济增长率放缓问题，已有大量研究从不同角度（如人口红利消失、国际经济环境变化、新常态，等等）进行探讨。相比之下，基于技术进步视角对经济增长驱动力进行分析，能够更好揭示要素投入与技术进步对经济增长的相对贡献大小。

著名经济学家索洛提出余值法后，利用增长核算法测算技术进步、进而剖析经济增长驱动因素的研究迅速流行。20 世纪 90 年代以来，此类方法在我国全要素生产率（TFP）测度和经济增长研究中大行其道，积累起海量文献。然而，上述研究通常基于希克斯中性技术进步假设，而中性技术进步假设的可靠性遭到大量最新经验研究的有力挑战。采用偏向型技术进步，有助于克服经济增长影响因素分解的内在偏误，对经济增长驱动力研究进行改进。

近几年，已有若干文献在全国层面考察技术进步偏向对经济增长的影响。但我国各省区经济发展水平和发展阶段差异很大，全国性分析无法对其给出有效刻画，有必要单独开展省级层面的分析。天津市作为我国经济发达地区，具有较高的经济发展速度和发展质量。本文以天津经济增长的主要驱动因素为研究对象，基于偏向型技术进步视角剖析天津经济增长驱动模式及其变化动因，力图据以揭示中速经济增长“新常态”之下提升增长质量和可持续性的路径。该研究一方面可对天津经济可持续增长提供潜在的路径选择与政策空间，另一方面也可以为其他省区提高经济增长质量和推动增长模式转型提供有益参考。

二、文献综述

Solow（1957）利用总量生产函数揭示各驱动因素对经济增长的贡献时，将总产出增长率减去各类要素投入对产出的贡献后得到“索洛余值”，用其衡量技术进步。自此以后，利用增长核算法测算技术进步、剖析经济增长驱动因素的研究迅速流行。

此类研究的早期阶段，理论模型主要基于采用中性技术进步的生产函数，国内文献大多沿用此类方法。例如，赵喜仓（1993）讨论了 C-D 函数相对 CES 函数的局限性，运用非线性最小二乘法

对中性技术进步 CES 生产函数的参数进行估计；么海亮和王薇（2009）利用河北高新技术行业的截面数据建立计量模型，得到河北省高新行业广义技术进步效率明显高于非高新行业，同时行业呈规模报酬递增的结论。

随着研究深入，近年来大量经验研究提出对中性技术进步的挑战，同时 CES（不变替代弹性）生产函数估计的方法也变得越来越多元化。Sato & Morita（2009）通过建立计量模型估计有关参数，否定了日本和美国 1960-2004 年经济增长属于中性技术进步的 C-D 函数，并改用偏向型技术进步模型对美日两国经济增长进行研究；通过理论和实际数据进行拟合，得到偏向型技术进步模型对实际数据拟合优于中性技术进步的结论。Klump et al（2007）指出直接应用 CES 生产函数对参数进行估计的结论往往不够稳健，其发现引入标准化供给面系统法对参数进行估计后，要素替代弹性估计值的稳健性得到改善。陆雪琴和章上峰（2013）根据中国 1978-2011 年数据，通过确定一个基准点将 CES 生产函数标准化，再进行泰勒展开以得到可进行回归的方程，推算出要素替代弹性和其他相关参数。此外，还有一些研究采用更具包容性的超越对数（Translog）模型进行估计，如张月玲和叶阿忠（2014）。

在各类估算方法互相竞争和分头发展之际，也有相关文献对不同估算方法进行探究和比较。戴杰（2012）比较了 Klump et al（2007）和 Sato & Morita（2009）的方法，指出函数估计法严重依赖于厂商最大化利润的一阶条件，可能产生内生性问题；Sato & Morita（2009）利用中性技术进步要素替代弹性代理偏向型技术进步要素替代弹性，在要素替代弹性小于 1 时，会导致估计值偏小的问题。郝枫（2015）比较了现有文献所用超越对数模型的形式，发现基于超越对数生产函数模型估计参数容易有共线性的问题，相比而言，采用超越对数成本函数模型估计参数的效果更好。

相关研究大都表明我国要素替代弹性小于 1，不符合 C-D 函数；经济发展不属于中性技术进步模型，技术进步具有明显的资本偏向特征。代表性文献主要有，戴天仕和徐现祥（2010）对中国 1978-2005 年技术方向的测度，雷钦礼和徐家春（2015）对中国 1978-2012 年技术偏向的估计，以及郝枫（2017）对中国技术偏向的趋势变化、行业差异及总分关系的探讨。而对省级层面的估算，表明各省存在较大差异。如孙焱林和温湖炜（2014）采用标准化系统联立方程组对中国各省 1978-2012 年的数据进行估算，得到不同省份要素替代弹性在 0.716 到 2.752 之间，各省的技术偏向也有所不同的结论。

已有文献中，偏向型技术进步模型优于中性技术进步模型的结论得到广泛认可。现存问题主要有三点：首先，现有文献基于不同方法计算的要素替代弹性存在较大差异，学界很少对差异成因进行深入探究；其次，规模报酬参数估计值往往与 1 相差不远，但是否接受规模报酬不变取决于研究者的主观判断，且模型采用 CES 生产函数还是 VES 生产函数也要谨慎考虑；最后，对省级层面的研究仍然较少，为有效刻画各省经济发展驱动力和技术偏向有必要更具针对性地开展研究。

为探究天津经济增长的驱动力，需要使用评判各模型优劣的检验方法。鉴于可得的数据类型为时间序列，Sato & Morita（2009）的方法较为适合；且其便于利用参数估计结果对实际值进行拟合，可进一步借助拟合结果评判模型估计的可靠性。因此，本研究将其作为基础分析框架。

三、理论模型

本节梳理既有研究中的理论模型，为后文经验分析与政策模拟提供基础。

（一）增长模型技术进步设定

在索洛新古典经济增长模型中，经济产出 Y 不仅由资本投入 K 和劳动投入 L 决定，同时还受到技术进步 T 的影响。可采用新古典生产函数表示：

$$Y(t) = F(K(t), L(t), T(t)) \quad (1)$$

其中，隐函数 $F(\cdot)$ 用于刻画经济产出与要素投入及技术进步之间的关系。

在希克斯中性技术进步假设下，技术变化对资本效率和劳动效率的影响一致，模型可改写为：

$$Y(t) = T(t)F[K(t), L(t)] \quad (2)$$

当技术进步对资本和劳动效率的影响不同时，则应改用一般要素增强型技术进步模型：

$$Y(t) = F[A(t)K(t), B(t)L(t)] \quad (3)$$

其中， $A(t)$ 表示资本的生产效率， $B(t)$ 表示劳动的生产效率，二者随时间的变化路径不一致。如果 $A(t)$ 与 $B(t)$ 相等，均可记做 $T(t)$ ，此时其退化为中性技术进步模型^①。因此，一般要素增强型技术进步假设涵盖中性技术进步与有偏技术进步，是更具包容性的一般设定。

（二）增长模型函数形式检验

Cobb-Douglas 模型在经济增长研究中广泛运用。但其内在限定为单位替代弹性 ($\sigma=1$) 和中性技术进步，对此假设的适用性需要利用实际数据进行检验。

Sato(1970)给出一种检验生产函数是否符合 C-D 形式的方法。定义 $z = Y/L$, $x = L/K$, w 和 r 为要素价格，令 $R(z/w) = (\dot{z}/z) / (\dot{w}/w)$, $R(y/r) = (\dot{y}/y) / (\dot{r}/r)$, $R(x/\omega) = (\dot{x}/x) / (\dot{\omega}/\omega)$ ，推导得到：

$$R\left(\frac{z}{w}\right) = \frac{\sigma}{1 + (\sigma - 1)(\dot{B}/B) / (\dot{z}/z)} \quad (4)$$

$$R\left(\frac{y}{r}\right) = \frac{\sigma}{1 + (\sigma - 1)(\dot{A}/A) / (\dot{y}/y)} \quad (5)$$

$$R\left(\frac{x}{\omega}\right) = \frac{\sigma}{1 + (\sigma - 1)(\dot{A}/A - \dot{B}/B) / (\dot{x}/x)} \quad (6)$$

如果 $\sigma=1$ ，则 $R(z/w)$ 、 $R(y/r)$ 、 $R(x/\omega)$ 均等于 1

$$R\left(\frac{z}{w}\right) = R\left(\frac{y}{r}\right) = R\left(\frac{x}{\omega}\right) = 1 \quad (7)$$

利用这一结论，可以利用实际数据分别计算上述三个增长率，并对其是否均等于 1 进行统计检验，据以判断单位要素替代弹性假设是否合理。

同时，对生产函数是否符合希克斯中性技术进步也需检验。Sato(1970)证明，存在偏向型技术进步时，满足以下等式：

$$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{B}}{B} - \frac{\alpha}{\sigma} \left(\frac{\dot{B}}{B} - \frac{\dot{A}}{A} - \frac{\dot{k}}{k} \right) \quad (8)$$

^① 简化起见，在不引起误解的前提下，后文省略 (t) 。例如，将 $A(t)$ 简记为 A 。

$$\frac{\dot{r}}{r} = \frac{\dot{A}}{A} + \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{\dot{B}}{B} - \frac{\dot{A}}{A} - \frac{\dot{k}}{k} \right) \quad (9)$$

其中, $k=1/x=K/L$ 。

当技术进步为希克斯中性时, 因为 $\dot{B}/B = \dot{A}/A$, 因此结果变为:

$$\frac{\dot{w}}{w} = \frac{\dot{T}}{T} + \frac{\alpha}{\sigma} \frac{\dot{k}}{k} \quad (10)$$

$$\frac{\dot{r}}{r} = \frac{\dot{T}}{T} - \frac{\beta}{\sigma} \frac{\dot{k}}{k} \quad (11)$$

如果技术变化具有希克斯中性技术进步特征, 则由两个回归方程分别估计的 \dot{T}/T 和 σ 应该相等。因此, 可以据其检验希克斯中性技术进步假设是否成立。

(三) 希克斯中性技术进步估计

希克斯中性技术进步假设下的生产函数如式 (2) 所示。定义资本份额 $\alpha(t) = r(t)K(t)/Y(t)$ 和劳动份额 $\beta(t) = w(t)L(t)/Y(t)$, 则 Y 的增长率为:

$$\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} = \frac{\dot{T}(t)}{T(t)} + \alpha(t) \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} + \beta(t) \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \quad (12)$$

因为 $\dot{z}/z = \dot{Y}/Y - \dot{L}/L$, $\dot{k}/k = \dot{K}/K - \dot{L}/L$, 进一步改写为:

$$\frac{\dot{T}(t)}{T(t)} = \frac{\dot{z}(t)}{z(t)} - \alpha(t) \frac{\dot{k}(t)}{k(t)} \quad (13)$$

据此, 可以初步测算要素投入和技术进步对经济增长的贡献。

在希克斯中性技术进步假设下, 利用要素投入和要素价格数据, 可按式估计 σ^N :

$$\sigma^N(t) = \frac{d \left[\frac{K(t)}{L(t)} \right] / \frac{K(t)}{L(t)}}{d \left[\frac{w(t)}{r(t)} \right] / \frac{w(t)}{r(t)}} = \frac{\frac{\dot{K}(t)}{K(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}}{\frac{\dot{w}(t)}{w(t)} - \frac{\dot{r}(t)}{r(t)}} \quad (14)$$

鉴于此种估计方法过于粗糙, 导致部分年份结果超出要素替代弹性定义域, 因此取其在整个考察期的平均值用于分析更为稳妥。

$$\sigma_{AVG}^N = \frac{1}{S} \sum_{t=0}^S \sigma^N(t) \quad (15)$$

(四) 偏向型技术进步估计

在偏向型技术进步假设之下, 对要素替代弹性 $\sigma(t)$ 的估计非常重要。一旦 $\sigma(t)$ 已知, 就可以推导出潜在生产函数 $F(\cdot)$:

$$y = A(t)f(C(t)x) = A(t) \exp \int^{C(t)x} G(\mu) d \log \mu \quad (16)$$

其中 $y=Y/K$, $x=1/k=L/K$, $\mu=C(t)v$ 。

并且, 计算资本效率 $A(t)$ 和劳动效率 $B(t)$ 时, 都要求 $\sigma(t)$ 已知:

$$\frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = \frac{\sigma(t) \frac{\dot{r}(t)}{r(t)} - \left[\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - \frac{\dot{K}(t)}{K(t)} \right]}{\sigma(t) - 1} \quad (17)$$

$$\frac{\dot{B}(t)}{B(t)} = \frac{\sigma(t) \frac{\dot{w}(t)}{w(t)} - \left[\frac{\dot{Y}(t)}{Y(t)} - \frac{\dot{L}(t)}{L(t)} \right]}{\sigma(t) - 1} \quad (18)$$

在要素投入比例不变的情况下, 根据要素替代弹性 $\sigma(t)$ 与资本效率增长率 \dot{A}/A 和劳动效率增长率 \dot{B}/B 三个因素, 希克斯定义了三种技术进步类型。

1. 当要素替代弹性小于 1, 且资本效率增长率小于劳动效率增长率时 (或当要素替代弹性大于 1, 且资本效率增长率大于劳动效率增长率时) 为劳动节约型, 也称作资本偏向型。

2. 当要素替代弹性小于 1, 且资本效率增长率大于劳动效率增长率时 (或当要素替代弹性大于 1, 且资本效率增长率小于劳动效率增长率时) 为资本节约型, 也称作劳动偏向型。

3. 当要素替代弹性等于 1 且资本效率增长率等于劳动效率增长率时, 为希克斯中性。

在非中性技术进步条件下, 要素替代弹性 $\sigma^B(t)$ 可以写作:

$$\sigma^B = \frac{d \left[\frac{AK}{BL} \right] / \frac{AK}{BL}}{d \left[\frac{\partial F / \partial BL}{\partial F / \partial AK} \right] / \frac{\partial F / \partial BL}{\partial F / \partial AK}} \quad (19)$$

但在实际中, $\sigma^B(t)$ 无法通过核算资料直接得到, 故常用 $\sigma^N(t)$ 近似。

四、计量分析

(一) 数据说明

本文实证分析基于天津市 1978-2015 年的时序数据。主要变量为经济产出 Y 、资本投入 K , 劳动投入 L , 资本收益率 r , 工资率 w 。基础数据来自《天津统计年鉴》, 具体处理方法如下。

经济产出 Y 取天津市地区生产总值, 并调整为 1978 价格。劳动投入 L , 以从业人员的年中值衡量, 由相邻两年年末从业人员平均得到。由于缺乏资本投入 K 的官方数据, 根据 OCM-PIM 方法 (郝枫等, 2009), 估算 1978 年价格的资本存量序列, 同时给出 K 的现价序列。计算要素价格 w 和 r 时, 使用收入法 GDP 现价数据: 工资率 $w = \text{COMP} / L$, 资本收益率 $r = (\text{NOS} + \text{DEP}) / K$; 其中, DEP、NOS 和 COMP 分别代表固定资产折旧、净营业盈余和劳动者报酬。

(二) 模型设定

在研究技术变化对经济增长的影响之前, 需要确定生产函数形式。首先, 基于式 (4) 至式 (7), 检验 C-D 函数的适用性。天津市三项变量的计算结果, 由表 1 给出。

显然, 三者与 1 相比均差别很大, 检验结果表明 $\sigma \neq 1$ 。因此对刻画天津市经济增长而言, C-D 函数并非适宜选择。

表 1 Cobb-Douglas 函数适用性检验

| 统计量 | 计算结果 | 标准差 |
|---------------------|--------|---------|
| $\bar{R}(z/w)$ | 0.897 | (1.386) |
| $\bar{R}(y/r)$ | -0.952 | (1.958) |
| $\bar{R}(x/\omega)$ | 0.447 | (1.137) |

注： $R(z/w)$ 、 $R(y/r)$ 中分别有 6 个和 7 个极端数值被剔除。

接下来讨论技术变化是否为希克斯中性。对式 (10) 和式 (11) 进行估计，结果见表 2。

表 2 希克斯中性模型检验结果

| | | |
|----------------|-----------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------|
| \dot{T}/T 均值 | 2.99% | |
| α 均值 | 0.575 | |
| β 均值 | 0.425 | |
| 回归结果 | $\dot{w}/w = 0.0772 + 0.0703\dot{k}/k$ \dot{T}/T 估计值为 7.72% σ 估计值为 8.182 | $\dot{r}/r = -0.0223 - 0.0191\dot{k}/k$ \dot{T}/T 估计值为 -2.23% σ 估计值为 22.241 |

结果显示：两个方程的替代弹性估计值明显不同，且 \dot{T}/T 估计值与实际测算值有很大差异。这有力表明，天津的技术进步类型并非希克斯中性。为此，最终选用与非中性技术进步相一致的生产函数，即式 (16)。下文的经济增长驱动力分析及政策模拟，均以此为主。

(三) 中性技术假定下结果分析

尽管上述结果明确拒绝希克斯中性技术假定，但鉴于该假定在同类研究中大量采用，下面首先给出其结果，以揭示不同技术设定之下的结果差异，并据以评估技术进步类型误设的影响。

根据式 (13)，可以测算中性技术进步假定之下的天津全要素生产率变动率。将数据分成 (1978-1999) 和 (2000-2015) 两个子时期，要素份额平均值见表 3， \dot{T}/T 等估计结果见表 4。

表 3 天津市要素份额时期平均值

| | 1978-2015 | 1978-1999 | 2000-2015 |
|---------------|-----------|-----------|-----------|
| 资本份额 α | 57.52% | 56.65% | 58.72% |
| 劳动份额 β | 42.48% | 43.35% | 41.28% |
| 合计 | 100% | 100% | 100% |

表 3 显示：整体而言，天津市的资本份额大于劳动份额，相差 15.04%；从子时期比较看，二者差异呈扩大趋势。故天津市技术进步为劳动节约型（资本偏向型），且其强度有所上升。

表 4 产出、要素投入及技术进步平均变动率

| | 1978-2015 | 1978-1999 | 2000-2015 |
|---------------------|-----------|-----------|-----------|
| 产出变动率 \dot{Y}/Y | 11.40% | 9.44% | 13.98% |
| 技术进步变动率 \dot{T}/T | 2.99% | 2.88% | 3.14% |
| 资本变动率 \dot{K}/K | 12.86% | 10.46% | 16.02% |
| 劳动变动率 \dot{L}/L | 2.50% | 1.67% | 3.58% |
| 人均产出变动率 \dot{z}/z | 8.70% | 7.66% | 10.08% |

在资本要素投入迅速增长的驱动下（年均增长率为 12.86%），天津经济增长率保持在较高水平。表 4 和表 5 结果显示：38 年间，天津地区生产总值增长率为 11.40%，其中资本要素投入对经济增长的贡献比例高达 75.36%。相对而言，劳动要素投入增长率仅为 2.50%，其对经济增长贡献仅占 8.80%；技术进步对经济增长的贡献介于二者之间，整个考察期内为 15.84%。

表 5 技术进步和要素投入对经济增长的贡献

| 经济增长驱动因素 | 1978-2015 | 1978-1999 | 2000-2015 |
|---------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| $(\dot{T}/T)/(\dot{Y}/Y)$ | 15.84% | 10.78% | 22.48% |
| $\alpha(\dot{K}/K)/(\dot{Y}/Y)$ | 75.36% | 81.30% | 67.55% |
| $\beta(\dot{L}/L)/(\dot{Y}/Y)$ | 8.80% | 7.92% | 9.97% |

以 2000 年为界，天津经济的发展速度与发展结构均有明显改善。2000-2015 年经济增长速度明显提高，其主要得益于技术进步贡献率的显著提高（由 10.78% 提升至 22.48%），同时资本投入与劳动投入贡献之间的差距也有所缩小。整体而言，天津从以完全依靠资本投入的单核经济增长模式，转变为以资本投入为主、技术进步为辅的双核驱动经济增长模式。同时还应注意天津劳动力增长乏力这一局面，其对长期增长前景形成制约，但有望通过京津冀一体化协同发展，吸引更多外来务工人员而得到改善。

在希克斯中性技术进步模型下，可以利用式（14）计算各年要素替代弹性，进而得到其整个考察期及两个子时期的均值。结果显示，天津 1978-2015 年要素替代弹性平均值为 0.461。我国要素替代弹性小于 1，已经得到大量经验研究的支持。

（四）偏向型技术假定下结果分析

在偏向型技术进步假定之下，要素替代弹性 $\sigma^B(t)$ 无法直接利用统计数据估计。借鉴 Sato(2009)的思路，直接采用 $\sigma^N(t)$ 的时期平均值近似。将其代入式（17）和（18），计算资本效率和劳动效率变动率，结果见表 6。结果显示，天津的要素替代弹性始终小于 1，劳动效率增长率 \dot{B}/B 始终大于资本效率增长率 \dot{A}/A 。

表 6 要素偏向型技术进步增长率

| | 1978-2015 | 1978-1999 | 2000-2015 |
|----------------------------|-----------|-----------|-----------|
| 要素替代弹性平均值 σ_{AVG}^N | 0.461 | 0.508 | 0.405 |
| 资本效率增长率 \dot{A}/A | -0.97% | 1.37% | -3.73% |
| 劳动效率增长率 \dot{B}/B | 9.31% | 7.21% | 11.77% |

根据定义，天津的技术进步属于资本偏向型（劳动节约型）。这种类型的技术进步，使天津在劳动人口增长率较低的情况下，可以用更多资本替代劳动，从而有助于天津经济发展。在 38 年间，劳动效率的平均增长率为 9.31%，特别是 2000 年后劳动效率增长率进一步提高，劳动效率的高增长为维持天津经济的快速发展提供了重要保障。同时应该看到，资本效率增长率为负值，2000 年以后尤其明显（-3.73%）。这反映出在边际报酬递减的影响下，由于资本要素的过快积累，其效率难以保持。综上可知，为提高天津经济发展水平，需要提高劳动效率，并设法保持资本效率，在二者之间达到一个恰当的平衡。

理论研究表明, 偏向型技术进步模型中, 资本效率 A 、劳动效率 B 与全要素效率 T 存在内在联系。因此, 可以利用要素效率增长率对全要素生产率变动率进行分解:

$$\frac{\dot{T}(t)}{T(t)} = \alpha \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \beta \frac{\dot{B}(t)}{B(t)} \quad (20)$$

表 7 资本与劳动要素对 TFP 增长率平均贡献占比

| TFP 增长率分解 | 1978-2015 | 1978-1999 | 2000-2015 |
|---------------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| $\alpha(\dot{A}(t)/A(t))/(\dot{T}(t)/T(t))$ | -22.46% | 0.77% | -50.47% |
| $\beta(\dot{B}(t)/B(t))/(\dot{T}(t)/T(t))$ | 123.04% | 96.92% | 154.53% |
| 统计误差 | 0.58% | 2.31% | -4.06% |
| 合计 | 100% | 100% | 100% |

表 7 显示, 资本效率与劳动效率对 TFP 增长率的影响有很大差异。整个考察期内, 资本效率对 TFP 增长率有抑制作用, 其平均贡献率为-22.46%; TFP 增长率完全由劳动效率变动所主导, 其平均贡献率为 123.04%。分阶段看, 资本对 TFP 增长率贡献占比由前期的 0.77% 变为后期的-50.47%, 表明资本效率随资本投资迅速降低, 进而对 TFP 增长造成严重制约。

总之, 中性技术进步假定之下无法揭示要素效率增长差异及其对经济增长的不同影响。考虑偏向型技术进步, 有助于更好揭示天津市经济增长的主要驱动力。结合表 5 与表 7 结果可知: 尽管天津经济增长仍然主要由资本要素投入扩张驱动, 但技术进步的贡献已有明显提高; 且随着要素比例 (K/L) 提高, 劳动效率迅速提高, 技术进步的变化完全由其主导。分时期比较发现, 天津经济增长模式正由要素投入驱动向技术进步驱动转变, 且这一趋势有望得以延续。

五、模拟分析

基于上节估计结果, 利用 CES 生产函数模拟天津市经济增长路径, 并与实际观测值比较。

(一) 地区生产总值拟合

希克斯中性技术进步条件下, CES 生产函数为:

$$Y^N(t) = T(t) \left[\alpha K(t)^{-\rho^N} + \beta L(t)^{-\rho^N} \right]^{-1/\rho^N} \quad (21)$$

其中 $\sigma^N = 1/(1 + \rho^N)$; $T(t)$ 借助 \dot{T}/T 均值估计; α 和 β 分别取资本份额与劳动份额时期平均值。

偏向型技术进步的条件下, CES 生产函数为:

$$Y^B(t) = \left[\alpha (A(t)K(t))^{-\rho^N} + \beta (B(t)L(t))^{-\rho^N} \right]^{-1/\rho^N} \quad (22)$$

图 1 显示, 整体而言, 基于 CES 生产函数, 偏向型技术进步视角下的 Y^B 比希克斯中性技术进步视角的 Y^N 更接近实际值 Y 。但 2008 年以后, 偏向型技术进步模型拟合的地区生产总值增长加快, 拟合效果被希克斯中性技术进步模型反超。因此, 有必要分析不同阶段拟合效果差异的成因。

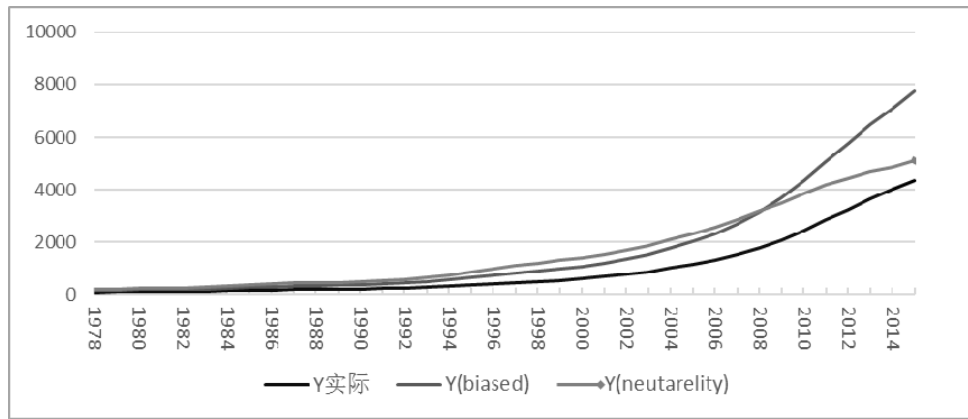


图1 偏向型技术进步与中性技术进步之下拟合结果对比

(二) 拟合效果变化成因

考察 Y^B 和 Y^N 对实际值 Y 增长率的拟合效果，发现：1979-1998 年间偏向型技术进步与希克斯中性技术进步模型对实际值增长率的拟合效果大致相同；而在 1998 年以后，希克斯中性技术进步模型拟合的增长率明显低于实际值的增长率，且拟合差异有放大的趋势。

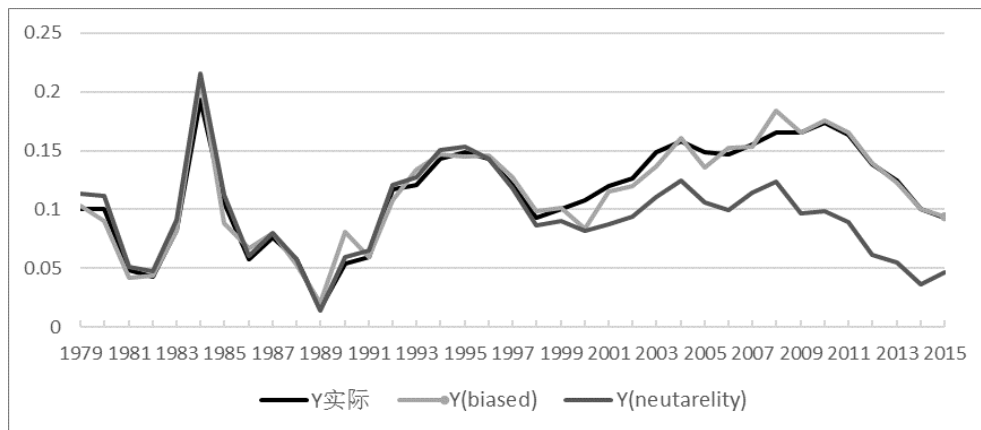


图2 偏向型技术进步与中性技术进步 GDP 增长率拟合效果对比

1998 年以后，偏向型技术进步对实际值 Y 增长率的拟合明显优于希克斯中性技术进步。然而，这与图 1 “偏向型技术进步拟合效果降低” 的判断不同。检查数据结果，发现基于 CES 生产函数计算的基期（1978 年）数据与实际值有较大区别。具体而言，实际值 Y 为 82.65，而 Y^B 和 Y^N 分别为 145.47 和 184.43。在增长率拟合良好的情况下，基期数据的差异对拟合结果有很大影响。

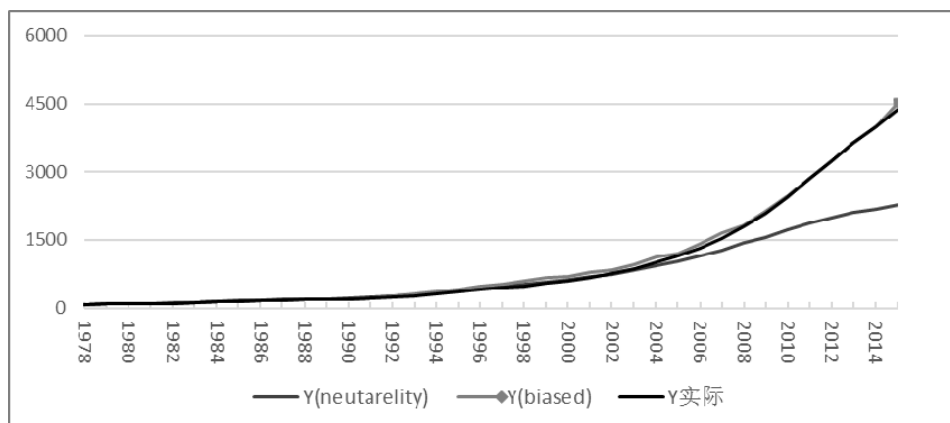


图3 偏向型技术进步与中性技术进步定基拟合效果对比

根据两个模型计算的增长率，以实际值 82.65 为起点，再次计算 Y^B 和 Y^N ，结果如图 3 所示。由其可以看出：偏向型技术进步拟合的地区生产总值与实际值近乎重合，拟合效果非常出色；而中性技术进步模型拟合值，2004 年以后与实际值 Y 的差异快速扩大。

模拟结果显示，借助 CES 生产函数对地区生产总值初始水平进行拟合，结果均大于实际值，且偏误较大。从增长率角度，偏向型技术进步模型对经济增长率的拟合效果很好，而希克斯中性模型在 1998 年以后拟合效果下降，模拟增长率明显低于实际值增长率。以上两个原因，共同导致对 2008 年以后偏向型技术进步拟合效果有所下降的错觉。综合两个模型的对比结果，可以确认偏向型技术进步模型对实际值的拟合优于中性技术进步模型。

六、主要结论

1. 天津经济发展的技术进步类型为资本偏向型。要素替代弹性始终小于 1，且长期以来资本效率增长率小于劳动效率增长率，天津的技术进步属于资本偏向型（劳动节约型）。考虑到天津劳动人口增长率较低，这种技术进步模式有利于天津通过扩大资本投入保持快速增长。

2. 天津经济增长以资本快速积累为主要驱动力，同时技术进步的重要性日益加强。考察期内，天津资本要素投入的增长对地区生产总值的贡献达到 75.36%，技术进步与劳动要素的增长对地区生产总值增长的贡献分别为 15.84% 和 8.80%。分时期看，技术进步对经济增长的贡献明显增强，后期提高到 22.48%。总之，天津经济增长呈现出由投资驱动向技术进步驱动转变的趋势。

3. 偏向型技术进步视角下，天津资本效率负增长，劳动效率增长迅速。考察期内，天津资本效率增长率为 -0.97%，2000-2015 年平均增长率为 -3.73%。反映出资本要素投入过快增长，在边际报酬递减规律制约下，资本效率难以保持。得益于要素比率（ K/L ）迅速提升，劳动效率增长率高达 11.77%，为天津经济增长做出了积极贡献。

4. 资本效率负增长抑制 TFP 提高，TFP 增长完全由劳动效率增长所主导。1978-2015 年，资本效率变动对 TFP 增长的贡献为 -22.46%，劳动效率提高对 TFP 增长的贡献为 123.04%。资本效率降低对 TFP 增长的抑制作用逐渐加大。为提高天津的 TFP 和经济增长质量，应该设法扭转资本效率负增长的局面，并通过要素效率提高增强技术进步对经济增长的驱动能力。

5. 天津市经济增长无法由 C-D 生产函数刻画。运用偏向型技术进步假设对天津经济发展进行拟合，比运用希克斯中性技术进步模型更有优势。在对地区生产总值增长率进行模拟时，偏向型技术进步模型的优势更为明显。

根据以上结论，天津市经济发展中应进一步强化技术创新的作用，并减弱对资本积累的过度依赖。鉴于劳动效率提升已经成为天津经济增长的重要动力，应制定综合配套的人才政策吸引高级专业人才和高技能劳动力来津就业与创业，并充分利用京津冀一体化良好契机，灵活引入北京高端产业和智力资源，推动天津经济高质量和可持续增长。

参考文献

- [1] 戴杰. 我国的技术进步偏向型及其影响因素分析[D]. 长春: 吉林大学, 2012.
- [2] 戴天仕, 徐现祥. 中国的技术进步方向[J]. 世界经济, 2010 (11): 54~70.
- [3] 高宇明, 齐中英. 基于时变参数的中国总量生产函数估计[J]. 哈尔滨工业大学学报 (社会科学版), 2008 (2): 96~99.
- [4] 郝枫. 超越对数函数要素替代弹性公式修正与估计方法比较[J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (4): 88~105.
- [5] 郝枫. 中国技术偏向的趋势变化、行业差异及总分关系[J]. 数量经济技术经济研究, 2017 (4): 20~38.
- [6] 李飞跃. 技术选择与经济发展[J]. 世界经济, 2012(2): 45~62.
- [7] 雷钦礼, 徐家春. 技术进步偏向、要素配置偏向与我国 TFP 的增长[J]. 统计研究, 2015 (8): 10~16.
- [8] 陆雪琴, 章上峰. 技术进步偏向及其定义[J]. 数量经济技术经济研究, 2013(8): 20~34.
- [9] 么海亮, 王薇. 基于 CES 生产函数的河北省高新技术产业技术水平效率系数测算[J]. 价值工程, 2009 (7): 41~42.
- [10] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004 (10): 35~44.
- [11] 张焱林, 温胡炜. 中国省际技术进步偏向测算与分析: 1978-2012[J]. 中国科技论坛, 2014 (11): 120~125.
- [12] 张月玲, 叶阿忠. 中国的技术进步方向与技术选择—基于要素替代弹性的经验研究[J]. 产业经济研究, 2014 (1): 92~102.
- [13] 赵喜仓. CES 生产函数及其在技术进步评价中的应用[J]. 江苏工学院学报, 1993 (4): 16~21.
- [14] Klump R., McAam P., Willman A. Factor Substitution and Factor-Augmenting Technical Progress in the United States: A Normalized Supply-Side System Approach [J]. Review of Economic and Statistic, 2007(89):183~192.
- [15] Sato P. The Estimation of Biased Technical Progress and the Production Function [J]. International Economic Review, 1970(11):179~208.
- [16] Sato P., Morita T. Quantity or Quality: The Impact of Labour Saving Innovation on US And Japanese Growth Rates, 1960-2004 [J]. The Japanese Economic Review, 2009(60): 407~434.