

No. 2002

研究报告

IMI

IMI 宏观经济月度分析报告 (第三十四期)

IMI



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆

<http://www.imi.org.cn/>

國際貨幣網

1937

目 录

一、国内外经济金融形势研判.....	1 -
(一) 海外宏观.....	1 -
1. 全球主要经济体经济走势分析.....	1 -
2. 汇率展望：疫情触发全球避险情绪，美元走高人民币震荡.....	3 -
(二) 国内宏观.....	4 -
1. 经济：一季度经济或受疫情冲击明显.....	7 -
2. 通胀：CPI 超预期走高，PPI 同比由负转正.....	7 -
3. 金融：地方债发行支撑社融增速，信贷结构持续改善.....	9 -
(三) 商业银行.....	6 -
1. 银保监会披露 2019 年四季度银行业数据.....	11 -
2. 2020 年 1 月货币金融数据分析.....	11 -
(四) 资本市场.....	14 -
1. 股市：疫情行业冲击下出现白马股抱团现象.....	14 -
2. 债市：资产荒或将延续.....	14 -
二、中国就业系统的演进、摩擦与转型——劳动力市场微观实证与体制分析.....	16 -
(一) 内容摘要.....	19 -
(二) 引言.....	19 -
(三) 工业化过程中的就业系统特征、发展及其转换问题.....	23 -
(四) 负反馈：漂移与人力资本耗散分析.....	32 -
(五) 实证分析.....	40 -
(六) 中国就业系统的独特演化机制、问题和转型.....	49 -
三、主要经济数据.....	58 -

图表目录

图 1：CPI 继续走高.....	8 -
图 2：M1 大幅回落至 0%.....	11 -

表格目录

表 1：1 月 M2 增量的结构.....	14 -
表 2：经济数据一览.....	58 -

一、国内外经济金融形势研判

(一) 海外宏观¹

1. 全球主要经济体经济走势分析

各国 2020 年 1 月数据表现多数不差，但 2 月受疫情影响，全球复苏势头有所受阻碍，亚洲国家经济冲击较为明显。从制造业数据来看，2 月欧美国家制造业 PMI 数据未出现大幅回落，疫情对欧美经济影响暂没有出现明显影响，但日本 2 月制造业 PMI 初值显著回落，疫情对亚洲国家影响更为显著。货币政策方面：1 月美欧日央行均按兵不动，但各国央行在近期的表态中均指出疫情带来的风险。

(1) Q4 GDP 持平于 2.1%，美国 1 月经济数据向好

Q4 GDP 环比折年率持平于 2.1%，但结构有所恶化，1 月新发布的各项经济数据表现均不差，关注疫情对后续美国经济的影响。四季度美国 GDP 环比折年率初值 2.1%，较 Q3 持平，但从分项来看，消费拉动率减弱、制造业投资仍然低迷，主要的拉动因素为地产投资与政府支出，且 Q4 进出口虽表现出强劲拉动，但原因却是进口大幅放缓导致的衰退性顺差，从经济结构来看，Q4 的 GDP 数据并不乐观。而从 1 月新发布的数据来看，工业生产方面，1 月制造业 PMI 超预期回升至 50.9，于 5 个月后再回到荣枯线以上；地产投资销售方面，1 月新屋开工总数年化为 156.7 万户，预期 142.5 万户，较 12 月略有

¹ 撰写人：IMI 研究员张瑜

下降但仍在高位；1月营建许可总数为155.1万户，预期145万户，创下2007年3月以来新高。消费方面，美国1月零售销售环比增加0.3%，符合预期，同时在疫情影响下的2月密歇根大学消费者信心指数继续升至100.9，消费需求旺盛。从经济数据来看，1月数据表现均不差，但考虑到2月受到中国疫情的影响可能冲击美国制造业生产，还需进一步关注2月数据走势，预计制造业数据将受到影响。物价方面，1月CPI及核心CPI分别2.5、2.3%，从美联储的官方表态来看，由于2019年低基数的影响，预计通胀很快将回到2%的目标附近。就业市场方面，1月非农就业人数增长22.5万，远超预期的15.8万人；但制造业就业人数连续第二个月下降、并且失业率小幅回升；货币政策方面，1月利率决议按兵不动，并延长了回购操作时限，但从鲍威尔表态来看后续美联储有意逐步退出各类公开市场操作。目前美联储不断强调当前的货币政策是适当的，预计短期内不会对利率做出调整，但鲍威尔在国会发表证词时也指出，疫情将会是美国及全球经济前景的风险因素，未来若疫情对美国经济的冲击较大，则对美联储货币政策操作的预期也将重新评估。

(2) 欧元区经济景气度持续提升，制造业 PMI 环比略有回落

欧元区2月制造业PMI超预期回升，欧央行启动货币政策审查。从生产端看，欧元区2月制造业PMI为49.1，服务业PMI继续回升至52.8，欧元区PMI并未受疫情影响出现环比回落，走势有所超预期，但2月欧元区Sentix投资信心指数环比略有回落至5.2，前值7.6，ZEW经济现状指数也小幅回落至-10.3，整体来看，欧元区目前受中

国疫情的影响并不明显。物价方面，1月HICP继续回升至1.4%，但核心HICP回落至1.1。就业市场方面，12月失业率进一步下降至7.4%。货币政策方面，欧洲央行1月议息会议决议维持欧元区三大关键利率不变，同时此次会议启动货币政策战略审查，审查结果将于2020年底完成，后续欧央行是否会根据其审查结果修正货币政策工具包、通胀目标等值得持续关注。

(3) 日本四季度GDP大幅回落，2月PMI初值回落明显

日本制造业PMI环比小幅回落，失业率继续下行。日本四季度实际GDP环比折年率初值为-6.3%，为2014年最低值，四季度受到消费税落地、日韩贸易摩擦等影响，日本经济在二、三季度略有企稳后再次大幅回落。日本制造业PMI近期走势较为平稳，但2月受疫情影响制造业PMI初值回落至47.6；1月日本服务业PMI回升至51，但2月数据尚未公布，若受疫情影响较大，或将再度回落。物价方面，1月CPI与核心CPI同比增速分别为0.7%、0.8%；就业方面，12月失业率继续下行至2.1%，再创新低。另外，近期日韩疫情也有所发酵，带来全球避险情绪再次提升，而日本作为漩涡中心，日元此次并未表现出避险属性，出现了大幅回调。

2. 汇率展望：疫情触发全球避险情绪，美元走高人民币震荡

(1) 美元：疫情在海外再次发酵，全球避险情绪推高美元指数

疫情在日韩等国再次发酵，避险情绪推高美元指数。近期，日本、韩国、印度等国疫情发展也有发酵势头，再一次引发市场对全球经济

的担忧，在此背景下全球避险资产价格普遍上涨，美元、日元、美债均有上涨，美元指数已接近 100。展望后续，从基本面角度来看，由于美国经济基本面相较欧元区与英国都呈现向下的趋势，美元指数走强的基本面因素并不是非常有力；但短期由于风险情绪的影响美元指数或将维持强势。

(2) 人民币：疫情期间未必贬，疫情之后未必升

汇率长期因素，主要矛盾在于服务逆差缩窄与商品顺差减少的对抗。从长期来看，汇率的根本是跨境资本追逐利差形成流动的结果。疫情对跨境资本的影响主要可从商品、服务和金融三个层面来分析。

商品进出口或将呈现顺差收窄，但体量尚难评估：一季度经济陡降，供需双缩且供给冲击更大，企业在产能一定的情况下，优先保内需，出口大概率走弱，顺差应当是减少的，利空汇率。但有两个因素使得该部分尚难评估：首先，三月是否能充足复工且抢工回补出口订单的幅度，其次，中美第一阶段协议中增加对美进口的实际进展尚不明确。

服务逆差由于出国游受限会大幅缩减 300-500 亿美元，利多汇率。当年 SARS 期间，服务贸易中，旅行是顺差，也就是国外人来中国旅游消费居多，因此疫情冲击后该数值由顺转逆；目前每季 800 亿美元服务逆差中，旅行占 8 成，主要是国人外出旅游消费为主，疫情冲击后该逆差会大幅缩减，按照 50-80%比例估计至少是一季度 300-500 亿美元的逆差缩减。

金融账户而言，直接投资影响较小，外资证券投资秉持价值投资风格料保持稳定，对汇率偏中性。疫情对 FDI 冲击较小，FDI 变化仍以长期产业转移变化和中美关系影响为主，证券投资

方面考虑 2018 年权益大跌但外资持续买入的情况，短期市场冲击特别是消费、旅游等优质资产，以价值投资为主的外资流入整体会保持稳定，开市第一日，股市大跌 8%，外资当日流入 200 亿人民币，已可佐证。

综合来看，一季度经济虽然陡降，但跨境资本流动不一定就是大幅流出，服务逆差缩窄（利多汇率）与商品顺差减少（利空汇率）的对抗是关键，背后需要观察三个信号——出境旅行何时放开、三月抢工回补出口订单的情况、中美协议的执行进度。

中期因素来看，可以分为基本面（结售汇）、交易面（即期成交额）、预期面（贬值预期的跟踪）三个层面来分析。当下来看，这三个层面的因素并未出现共振走差的趋势，交易清淡且预期稳定。基本面的结售汇数据尚未更新，目前一月和二月状况尚看不到，属于偏滞后指标。但从预期和交易面来看，当下依然是稳定的，需要关注 2 月数据变化。交易面的即期交易量清淡每日仅有 170-220 亿人民币左右，低于日均 250-300 亿的平均值。贬值预期来看，居民部门而言，黄金隐含汇率与即期汇率基本咬平，贬值预期幅度较小，相比 2015、2016 及 2019 汇率破 7 时，二者差值衡量的贬值预期相对稳定，后续可以持续跟踪；企业部门的出口结汇率与进口付汇率数据尚未有 2 月数据，需要持续跟踪。

而短期来看，自 2019 年 8 月人民币汇率破 7 后，逆周期因子重回视野，避免汇率市场超调，2 月初也再次出现较大发力，逆周期因素是短期汇率的最主要调控力量。

因此总结来看，当下疫情期间，汇率有安全墙，未必贬。由于服务逆差缩窄量有望达到一季度 300-500 亿美元(2000-3500 亿人民币)，即便出现一定的商品顺差缩减和资本市场波动，也可以形成有效对冲，因此禁止出境游成为了当下汇率基本面最大的安全墙。

反之，疫情过后，汇率难升。虽然经济开始进入修复期同时风险偏好提升，但如果出境游放开，旅行需求有积压释放，旅行逆差的反弹增加反而会冲击跨境资本流动；叠加特朗普弹劾门基本结束，其注意力或将会再次回到大选和中美第一阶段协议执行进度上，对华施压可能再次激化。

政策建议而言，考虑到禁止出境游对汇率的安全墙效应，应当在二季度疫情完全消退且经济数据完全显现，资本市场充分 price in 后，再做出境游的放开，一是对于全球安全更为稳妥，二是对于汇率风险的控制将会更为有效，三是也有助于将积压的消费旅游需求更多的释放在境内。

（二）国内宏观²

2020 年开年第一天货币政策发力，1 月 1 日元旦当日，央行宣布 1 月 6 日下调金融机构存款准备金率 0.5 个百分点。开年的全面降准释放长期资金约 8000 多亿元，有效增加了金融机构支持实体经济的稳定资金来源。1 月属于经济数据真空期，从目前公布的 1 月份社融数据来看，社融数据表现好于市场预期，贷款结构亦持续改善。而 1 月

²撰写人：IMI 研究员孙超

份 CPI 增长 5.4%，创下八年来最高值，但在疫情的冲击下短期 CPI 的高位或不会成为货币政策的掣肘。此次疫情对经济的影响将在 2 月开始体现，受疫情影响，企业延迟复工，汽车、房地产销量下滑将较大，将对一季度经济产生较大冲击，而货币政策和财政政策的逆周期调节将形成一定的对冲。

1. 经济：一季度经济或受疫情冲击明显

通常 1 月份属于经济数据真空期，各项数据需 1 月和 2 月合并起来看更为客观。2 月 3 日公布的 1 月财新中国制造业采购经理人指数（PMI）为 51.1，为 2019 年 9 月以来最低。这一走势与国家统计局制造业 PMI 一致。国家统计局公布的 1 月制造业 PMI 降至 50 的荣枯分界线上，低于上月 0.2 个百分点。值得注意的是，二者采集时间都在 1 月中上旬，此次疫情的爆发对 1 月经济数据影响较小，主要看 2 月相关经济数据的情形。而国内 1 月汽车销量同比大幅下跌，表明经济本身并不景气，叠加疫情的冲击，一季度经济面临较大下行压力。

2 月 7 日海关总署表示为与国家统计局相关数据的发布时间安排一致，1 月和 2 月货物贸易进出口数据将合并发布。1 月底 WHO 宣布中国新型冠状病毒疫情构成国际关注的突发公共卫生事件（PHEIC），疫情短期内将对我国进出口产生较大影响。

2. 通胀：CPI 超预期走高，PPI 同比由负转正

（1）CPI 超预期走高

1 月份 CPI 同比增长 5.4%，较前值 4.5% 上行明显，也高于市场预期。CPI 同比增速自 2012 年来再度“破 5”，其主要原因有三，一

是春节错位，去年的低基数使得今年 CPI 同比增长明显；二是猪肉价格同比增速再度走高带动食品项增速上行，1 月猪肉价格同比涨幅 116%，高于前值的 97%；三是一月下旬的新冠病毒疫情影响下部分商品供给不足加之居民购买囤积需求增加，导致价格上涨。分项上看，食品项同比涨幅 20.6%，环比涨幅 4.4%，其中鲜菜环比上涨 15.3%，猪肉价格环比上涨 8.5%，是推升食品项上涨的主要因素。1 月非食品项同比涨幅 1.6%，环比上涨 0.6%，其中，受春运原因的影响，交通通信环比上涨 1.4%，旅游项环比上涨 8.6%，均较上月上行明显。往后看，疫情对 CPI 的冲击更多的将体现在 2、3 月份，且影响是分化的，疫情下受延迟开工与物流的影响，部分商品供给受影响，必需品价格上涨，但同时疫情减少了人口的流动，餐饮、旅游、娱乐等消费需求降低，整体来看疫情对 CPI 的影响更多的是短期的，CPI 有望进入下行态势，但受制于猪肉价格高位影响，短期下降幅度或不大。

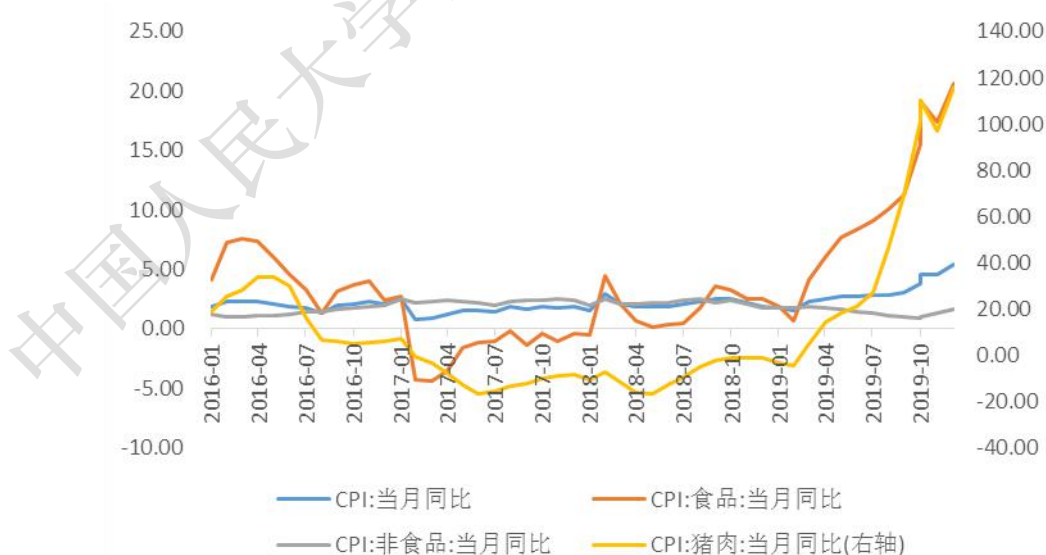


图 1：CPI 继续走高

数据来源：Wind，IMI

(2) PPI 同比由负转正

1 月份 PPI 同比增长 0.1%，前值-0.5%，同比由负转正，其中生活资料同比 1.3%，与上月持平，生产资料同比-0.4%，降幅继续缩窄。生产资料中石油和天然气开采业同比涨幅最大为 17.5%，较上月增长 11.7 个百分点，黑色金属矿采增长 8.9%，前值为 8.8%；环比来看，生产资料和生活资料价格环比均持平，石油和天然气开采和石油加工环比增长 4.3%和 1.8%，拉动 PPI 上升，而黑色金属冶炼增长-0.6%，成为拉低 PPI 的主要因素。往后看，PPI 受疫情冲击导致企业延迟开工的影响，短期内生产和投资受拖累明显，加之油价下跌明显，PPI 或将再度落入负值。

3. 金融：地方债发行支撑社融增速，信贷结构持续改善

(1) 地方债发行支撑社融增速

新口径下，1 月社融新增 5.07 万亿元，同比多增 3883 亿元，表现超出预期。2019 年 12 月起，央行将国债和地方政府一般债券纳入社融统计，与地方政府专项债合并为“政府债券”项。从结构上看，2020 年 1 月政府债券净融资 7613 亿元，同比多 5913 亿元，主要是今年地方债的发行前置，地方债的放量也是新增社融创下新高的主要原因。1 月对实体经济发放的人民币贷款增加 3.49 万亿元，同比略减少 744 亿元；企业债券净融资 3865 亿元，同比少增 964 亿，股票融资同比多增 320 亿至 609 亿元；非标同比少增 1623 亿元，但委托贷款同比少减，信托贷款同比多增，均有所改善。受疫情影响，资管新规过渡期有较大概率延长，非标融资降幅或减缓。四季度货币政策执

行报告中，央行提到科学稳健进行逆周期调控，加大宏观政策调节力度，而2月23日总书记在“统筹推进新冠肺炎疫情防控和经济社会发展工作部署会议”上的讲话中强调要加大宏观政策逆周期调节力度，节奏和力度要能够对冲疫情影响，防止经济运行滑出合理区间，防止短期冲击演变成趋势性变化。因此后续逆周期调控仍将加码，预计未来降息和定向降准可期，社融增速下行压力有限。

(2) 中长期贷款持续改善

1月新增人民币贷款3.34万亿元，同比多增1109亿元。分部门来看，居民部门贷款增加6341亿元，其中长贷增加7491亿元，短贷减少1149亿元。企业部门贷款增加2.86万亿元，其中长期贷款增加1.66万亿元，同比多增2600亿元，短贷增加7699亿元，同比多增1780亿元，票据融资增加3596亿元，同比少增1564亿元，符合监管趋势。从1月份的贷款期限结构上看，中长期贷款占比较高，结构持续改善，企业长期贷款增加表明随着LPR利率的改革，银行预期未来利率还将进一步下调，因此提前放贷积极性提高，同时也反映了实体对中长期贷款的融资需求依然较强。疫情的冲击对1月的信贷数据影响小，将主要体现在2月份，一方面，疫情冲击使得企业延迟复工，企业生产经营受较大冲击，另一方面，疫情下政策充分发挥逆周期调节的作用，为发挥结构性货币政策工具的作用，央行在2月设立3000亿元专项再贷款，支持金融机构向疫情防控重点企业提供优惠利率贷款。2月份受企业延迟复工及地产销售弱的影响，2月份信贷或偏弱，但各项政策将一定程度上对策疫情的冲击，2月份信贷规模

同比或不会出现明显下行。

(3) M1 大幅回落至 0%

1 月末 M2 同比增长 8.4%，前值为 8.7%，M1 同比增速则回落 4.4 个百分点至 0%。1 月份新增企业存款-1.61 万亿元，同比多减 1.22 万亿元，居民存款同比多增 3800 亿元，财政存款同比少增 1335 亿元，非银存款多增 10780 亿元。由于春节提前，存款向居民部门转移，同时受疫情影响抑制了居民部门春节的消费，导致 M1 增速大幅回落至 0%。



图 2：M1 大幅回落至 0%

数据来源：Wind，IMI

(三) 商业银行³

1. 银保监会披露 2019 年四季度银行业数据

2 月 17 日，银保监会发布 2019 年四季度银行业主要监管指标数

³ 撰写人：IMI 研究员王剑

据情况。整体来看，行业净利润增长平稳，符合预期；净息差、不良率、关注类贷款占比以及拨备覆盖率等数据变化都不大，行业基本面稳定。

盈利情况方面，商业银行 2019 年实现净利润 1.99 万亿元，可比口径同比增长 5.8%（邮储银行于今年开始纳入“商业银行”和“大行”口径），增速环比前三季度持平，比去年同期高 1.1 个百分点。净利润增速大致稳定，符合预期。

分类型银行来看，大行/股份行 2019 年净利润同比增长 4.5/10.1%，增速环比前三季度分别下降 0.9/1.4 个百分点，与去年同期相比则是上升 0.5/5.0 个百分点；城商行 2019 年净利润同比增长 4.0%，增速环比前三季度上升 3.6 个百分点，与去年同期相比则是上升 6.7 个百分点。

净息差方面，全行业四季度净息差 2.20%，环比三季度上升 1bp，可以认为保持稳定。2019 年以来净息差趋势都是高位稳定。

分类型银行来看，四季度较三季度相比，大行净息差小幅上升 1bp，股份行/城商行则回落 1/2bps。大行数据表明银行业存贷款利差可能大致稳定，而中小行数据则意味着 2018 年三季度以来货币市场利率大幅下行，所带来的净息差上升阶段已经结束。

资产质量方面，2019 年末全行业不良率 1.86%，环比三季末持平；年末关注类贷款占比 2.91%，环比三季末下降 9bps；年末拨备覆盖率 186%，环比三季末下降 2 个百分点。但拉长时间来看，前述指标的变化幅度非常小。

分类型银行来看，四季末与三季末相比，大行/股份行不良率环比上升 6/1bps 至 1.38%/1.64%，城商行不良率环比则下降 16bps 至 2.32%。

拨备覆盖率方面，四季末大行/股份行拨备覆盖率环比三季末下降 6/6 个百分点，城商行则环比上升 6 个百分点。

2. 2020 年 1 月货币金融数据分析

2020 年 1 月末，基础货币余额为 32.16 万亿元，全月下行 2577 亿元。其中，现金（货币发行）增加 18298 亿元，银行的存款准备金下降 23416 亿元，非金融机构存款增加 2541 亿元。全月央行的各项广义再贷款共投放基础货币 3075 亿元。此外，缴税等财政因素回笼基础货币 4373 亿元，央行的“其他资产”减少，可能相应回笼基础货币 839 亿元。

1 月末的 M2 余额为 202.31 万亿元，同比增速为 8.42%，较上月略有回落。按不含货基的老口径计，1 月份 M2 增加 37071 亿元。从来源分解，其中对实体的贷款投放，派生了 42537 亿元 M2；缴税等财政因素回笼 M2 约 4373 亿元，通过卖出企业债券回笼 M2 约 4714 亿元；通过银行的 SPV 投资（投放非银、非标等）投放 M2 约 3610 亿元；外汇占款则影响不大。

表 1：1 月 M2 增量的结构

余额增量结构		来源增量结构	
M0	16,060	外占	11
单位活期	-46,537	债券	-4,714
单位定期	20,435	贷款	42,537
个人	42,015	财政	-4,373
非银	5098	其他（非银、非标等）	3,610
合计	37,071	合计	37,071

（四）资本市场⁴

1. 股市：疫情行业冲击下出现白马股抱团现象

（1）经济和流动性：两融加速回升，社融再超预期

全市场流动性边际上有所改善。股票市场上，一级市场募资总额大幅下降，重要股东净减持额环比减少，基金股票仓位进一步抬升，两融余额加速回升。金融市场上，1 月央行连续 4 个月通过广义再贷款工具持续向市场净投放资金，逆回购净回笼资金 200 亿元。不过受春节效应影响，1 月货币市场利率有所走高。债券市场上，1 月份以来长短期国债利率双双走低，期限利差触底反弹。M1、M2 增速双双回落，但社融数据大超预期。人民币汇率贬值，美元指数震荡走强，G7 利率大幅下行，美日货币增速回升，日本央行仍在扩表。综合来看，认为后续权益市场的流动性或将继续处于偏宽松状态。

⁴ 撰写人：IMI 研究员芦哲

(2) 市场特征：小盘股走势凌厉，大蓝筹表现落后

上周市场大幅上涨，小盘成长股走出罕见凌厉走势，大蓝筹表现明显落后。上证综指全周上涨 4.21%，上证 50 指数涨 2.52%，创业板综指大涨 8.98%。科技股受到市场追捧，成交量持续放大，甚至一些基本面不佳的品种也有大幅上涨。行业方面，电子、国防军工、通信等科技成长股大幅上涨，多个行业涨幅超过 10%；上周无一行业下跌，房地产、银行业走势落后，此外消费、公用、周期等非成长属性的行业普遍涨幅有限。

(3) 资金面：资金流入规模扩大

A 股市场交易情绪提振。上周市场资金净流入 1067.04 亿元（前值净流入 75.28 亿元）。流入方面：单周两融余额上升 463.76 亿元（前值上升 152.74 亿元）；公募基金新发行 717.28 亿元（前值 173.34 亿元）；上周陆股通呈现周度净买入 64.94 亿元（前值净买入 43.70 亿元）。从十大活跃个股所属行业看，陆股通净买入前三的行业分别是食品饮料（29.18 亿元）、消费者服务（8.97 亿元）、计算机（7.51 亿元）。流出方面：IPO 融资规模 31.14 亿元（前值 136.19 亿元）；重要股东二级市场净减持规模 33.07 亿元（前值净减持 66.10 亿元），净减持前三行业分别为食品饮料（5.13 亿元）、农林牧渔（4.78 亿元）、传媒（4.18 亿元）。

(4) 行业配置：疫情行业冲击视角下的白马股抱团行情

疫情对于股票市场的冲击需要站在不同的时间维度进行分析，短期（3 个月）受影响但中期逻辑未变的行业需要趁机上车，而中期（3

年)逻辑受到影响的行业到需要及时下车。白马抱团,本质是一种结构性的现象,主要表现为市场对于行业龙头与非龙头之间的偏好差异。从DDM模型来说,白马抱团是分子端(企业价值)分化的结果。企业价值包括三个方面:资产价值、盈利价值和增长价值,市场对白马抱团,更看重其增长价值。区分疫情的短期和中期影响,寻找值得当下上车或坚定持有的白马股。结合海外映射和细分主线梳理,看好家电/银行/免税/建材/电子核心龙头的中期抱团行情。

2. 债市:资产荒或将延续

(1) 利率市场

上周央行逆回购投放 1000 亿元,逆回购到期 12200 亿元,MLF 投放 2000 亿元,其利率下调 10BP 至 3.15%。随后 LPR 报价利率跟随下调,1 年期 LPR 利率下调 10BP 至 4.05%,5 年期以上 LPR 利率下调 5BP 至 4.75%。DR001 收于 1.34%,较前一周上行 12BP,均值维持不变为 1.45%。DR007 收 2.01%,较前一周上行 10BP,均值维持不变为 2.12%。利率债收益率期限利差继续扩大。1 年期国债收于 1.93%,较前一周下行 3BP;10 年期国债收于 2.85%,较前一周下行 1BP。1 年期国开债收于 2.13%,较前一周上行 13BP;10 年期国开债收于 3.27%,较前一周下行 1BP。1 年期与 10 年期国债期限利差 92BP,较上周走阔 2BP。

(2) 信用市场

信用债收益率下行,信用利差大幅缩窄,等级利差缩窄。一级市

场方面，利率债供给回升，地方债逐步重启发行。上周利率债总发行规模为 2190.35 亿元，到期规模为 151.50 亿元，净融资规模为 2038.85 亿元。信用债发行回升。上周非金融信用债发行规模为 2473.57 亿元，到期规模为 862.18 亿元，净融资规模为 1611.39 亿元。发行利率方面，上周信用债发行利率有所分化，高等级信用债发行利率小幅下行，低等级信用债发行利率窄幅波动，重点 AAA 平均下行 4BP，AAA 平均下行 2BP，AA-平均上行 1BP，但 3 年期 AA-继续刷新历史新低，较上周下行 1BP 至 5.64%。

(3) 债市展望：资产荒或将延续

首先，融资需求萎缩之下，本轮利率下行具有内生性。尽管本轮资产荒负债端膨胀有限，债市的需求力量不及 2016 年，且金融机构的负债端成本也高于 2016 年，但是相比于 2016 年，本轮资产荒根源来自资产端，融资需求萎缩导致可投资资产减少，因此本轮利率下行更具内生性。同时，由于本轮债市的激进资金较少，杠杆水平、期限利差、信用利差等都显示本轮债市结构更加健康。不过，本轮债市也有摊余成本法债基等激进资金，由于其建立在政策红利之上，政策变动可能导致债市出现摩擦成本。

其次，债市拐点尚早，但利率下行空间有限。2016 年债市低点的时点融资需求早已改善，但当前融资需求还没有表现出明显的改善迹象。且疫情似乎在海外开始呈现扩散之势，演进节奏存在不确定性，一季度经济“挖坑”是确定事件，但具体影响有多大可能还存在预期差。同时，货币政策仍将维持流动性合理充裕，资产荒也将延续，因

此债市在未来一两个月仍谈不上拐点。不过，由于货币政策“守正”之下更有节制，金融机构负债端成本下行仍较为缓慢，利率下行空间较为有限，预计较长时间内难以突破 2016 年低点。

最后，利率在较长时间内仍将处于相对低位，即使出现调整空间也不大。“房住不炒”较长时间内对融资需求形成约束，经济上行动力较弱，货币政策较长时间难以转向，缺资产仍普遍情况下，叠加全球低利率的环境，利率债较长时间内仍将处于低位。2016 年也一度产生利率长期下行的预期，但是当时的预期建立在负债端膨胀、金融加杠杆和货币政策持续宽松的基础之上，因此一旦货币政策和监管政策出现转向，债牛的根基就发生了动摇，2016 年四季度开始债市出现大幅调整。但本轮债市的根源来自资产端，利率下行更具内生性，因此债市即使出现调整空间也相对有限。

二、宏观经济专题⁵： 中国就业系统的演进、摩擦与转型 ——劳动力市场微观实证与体制分析

（一）内容摘要

居于国民经济核心地位的就业系统的形成、演进和调整，与经济发展阶段和结构条件变化密切相关。受到经济追赶所必须的高强度资本积累的制约，中低层次人力资本主导的中国就业系统，源于城乡二元分割制度且被低价工业化模式强化。面对高质量发展要求和城市化转型，中国的这种工业化就业系统呈现出越来越大的不适应性，主要表现在大量劳动力漂移于低端部门，低端锁定现象明显。理论和经验分析结果表明劳动力就业漂移将会对人力资本积累产生明显的负反馈效应，特别是高人力资本劳动力和成熟劳动力群体表现尤甚。本文的基本结论是，形成于大规模工业化时期边疆开拓式发展环境下的维持型就业系统，在向城市化和高质量转型中导致大量劳动力就业漂移，人力资本在漂移中不断耗散，形成中国向高质量增长阶段跨越的极大障碍。在中国发展逐步触及创新与福利这些最本质的现代化理念时，就业的制度组织应从维持型就业系统转型并逐步建立有利于人力资本持续积累激励的分享型就业系统。

（二）引言

马克思将“劳动循环”置于“资本循环”之中探讨了资本主义

⁵撰写人：中国社会科学院经济研究所中国经济增长前沿课题组张鹏、张平、袁富华。本文选自原载于《经济研究》2019年第12期的《中国就业系统的演进、摩擦与转型——劳动力市场微观实证与体制分析》。

工业化生产方式本质上是劳动力“贫困积累”。打破这种资本占有劳动力的循环，推动劳动力人力资本持续积累，形成创新分享体制是中国社会主义市场经济高质量转型的关键（中国经济增长前沿课题组，2015；张平和郭冠清，2016）。发达经济体把就业系统建设置于政策核心，源于1970年代经济减速和城市化的高度发展。二战后基于大众消费的大规模工业化发展，不仅加速了发达国家高强度的资本积累和工业化进程，而且推动了公共服务支出的快速提升，分享型就业系统既作为工业化的结果也作为高端现代化的条件应运而生。这个体系的特点突出表现为就业组织化、就业安全、以及工资收入与生产率之间的指数化联动，生产发展转换为收益分享、劳动力要素升级、知识中产阶层扩大再生产是这个体系运转的重要成果，最终实现高度城市化的可持续发展。鉴于已经变化了的结构条件和发展环境，20世纪最后二三十年发达国家的就业制度虽然发生了不少变化，但是保障就业安全、提升劳动者福利仍然是主线。中国改革开放促进了农村劳动力转移形成了中国工业化就业系统特征，中国就业系统处于比较明显的分割状态，就业系统总体上来看仍然属于维持型或生存型，以便保持比较竞争优势和高资本回报吸引资金的特征。维持型就业系统内生于中国低价工业化追赶模式，在特定工业化条件下有其合理并发挥了重要历史作用。

2012年以来，中国经济增长结构性减速趋势逐渐显著，增速换挡和供给侧结构性改革开启了城市化新模式的塑造。作为中国工业化和高强度积累的内核，维持型就业系统也正在面临向分享型就业系统

的转换，新旧压力交错下的矛盾激荡，也最集中表现在这个领域。原有支撑低价工业化的就业制度正在失去活力，教育、培训系统的制度性缺陷以及人力资本的低端化，导致就业系统的不适应。就业系统的不适应一方面将会带来失业、裁员、离职等冲击，造成人力资本积累路径出现中断。现有一些文献对此问题进行了分析，Ortego-Marti(2016)在扩展的工作阶梯模型中证实了由于失业导致无法向更高阶梯工作爬升，将会带来技能损失，从而降低劳动力收入水平，其他一些文献也发现了类似结论(Keane & Wolpin, 1997; Ljungqvist & Sargent, 1998; Albrecht et al., 1999; Kunze, 2002; Shimer & Werning, 2006; Dennis & Grip, 2008; Pollak, 2013; Mooi-Reci & Harry, 2015; Blundell et al., 2016)。另一方面，在就业系统转换过程中，很多劳动力为了避免失业而被迫选择就业(Fujitai, 2011)，其就业特征在于选择漂移于不稳定的就业环境，长期锁定在低收入或者有就业无增长情形，带来人力资本耗散。

对转型期中国而言这一问题可以归纳为以下几点：第一，路径依赖和低端就业锁定现象比较明显。1990年代以来农村剩余劳动力向城市的转移，彻底打破了原有农业部门和城市部门分割的就业系统，衍生出了农民工这一特殊的劳动力市场。连同城市初级劳动力市场，较为薄弱的人力资本和制度化保障的缺失，使得这部分劳动力长期漂移在不稳定的就业环境中。第二，中国的大规模工业化采取了积累导向，这种模式的任务是从事竞争性的产品而非从事竞争性的知识技术生产，劳动力升级路径受阻，加之知识密集型服务业体系处于行政垄

断，人力资本拓展空间受限制，根本上不适应于城市化的差异性活动及其创新要求。因此，一旦大规模工业化的占比下降，人力资本升级滞后的问题就会凸显，教育程度和技能水平普遍低下的劳动力在就业市场不能找到更高收入的工作，频繁的工作转换只能导致人力资本耗散而非积累。第三，国际城市化发展经验教训所揭示的一个根本问题是，城市化过程中效率增进/福利提升协同演化的核心因素是劳动力组织的制度化与社会化，分享型就业系统的建设是基础。中国转型时期面对的首要问题，是推动维持型就业系统向分享型就业系统的转换。把占劳动力大多数的农民工和城市初级劳动者限制在低端就业市场是一种危险的举措，打造有利于这些劳动力职业生涯规划的就业制度，是高质量发展的根本。

本文的可能贡献在于：第一，首次从就业系统演进视角，探讨了减速时期中国就业系统调整所带来的震荡，即劳动力就业漂移所带来的人力资本耗散问题；第二，我们在加入就业漂移冲击的工作搜寻模型中，分析得出就业漂移将会带来劳动力收入下降，而收入下降实质上相当于在就业系统转换中置入负反馈机制，导致劳动力人力资本耗散；第三，基于CHIP数据库2013年的微观数据，对劳动力就业漂移的典型化事实进行了梳理，并为劳动力就业漂移对收入增长的影响提供了微观证据。鉴于中国目前正处于就业系统转换和制度建设的探索之中，我们期望这些分析能产生一些启发作用。

文章结构如下：第二部分为工业化过程中的就业系统特征、发展及其转换问题，文章基于几个典型化事实说明工业化过程中所形成的

维持型就业系统在向城市化时期分享型就业系统转换中存在的适应问题，主要表现为农业转移劳动力和城市初级劳动力被锁定于低端部门，向上流动渠道不畅，就业漂移现象突出；第三部分在典型化事实上，本文分析了就业漂移对人力资本积累的负面影响，我们在加入就业漂移冲击的工作搜寻模型中发现就业漂移将会带来劳动力收入下降，收入下降本质相当于在就业系统转换中置入负反馈机制，导致劳动力在就业漂移中人力资本耗散而非积累；第四部分为实证分析，我们使用 CHIP 数据库 2013 年的微观数据对劳动力就业漂移与收入增长的关系进行了详细检验，总体上发现就业漂移将会对劳动力人力资本积累形成负面影响，特别是在高人力资本群体和成熟劳动力群体表现尤甚。第五部分从就业系统转换视角探讨了转型期劳动力漂移的深层次原因，并指出了未来中国就业系统转型方向和几个关键建设点。

（三）工业化过程中的就业系统特征、发展及其转换问题

1. 典型化事实 I

经济二元性的工业化初始条件以及路径依赖，导致中国劳动力市场呈现低层次人力资本雍塞和高层次人力资本不足的矛盾，人力资本升级滞后构成城市化高质量发展的主要门槛。

基本认识：改革开放开启的持续高增长和高强度工业化积累之路，是基于中国庞大的人口规模。这种积累导向的发展模式，再生产以中低教育程度劳动力为特征，但是，当标准化、大规模工业进程结

束，低层次人力资本雍塞和高层次人力资本不足的矛盾，将会由于城市化生产生活方式变化而凸显出来，就业系统的不适应问题由此提出。

数据分析：工业化推动了中国劳动力素质的稳步提高，但是与发达国家的差距依然明显（图 1、图 2、图 3）。（1）分年龄组比较。中国 20-39 岁年龄人口受教育程度高于 40-64 岁年龄组人口，2015 年二者分别为 9.78 年和 7.68 年，反映了中国大规模工业化时期第一代产业工人更加重视子女教育，“80 后”、“90 后”新一代人力资本水平相比父辈有了大幅提高。从接受中学教育占适龄人口比重情况看，20-39 岁和 40-64 岁接受中等教育劳动力比例快速上升，这也契合了中国大规模工业化对劳动力需求的特征，中国接受中等教育劳动力仍是劳动力主体(袁富华等，2015)，不同的是 20-39 岁接受中学教育的人口比重从新世纪开始已经增长趋缓，未来有下降的趋势，一定程度上说明中国经济结构转型对劳动力素质要求的提高。20-39 岁年龄组人口中接受高等教育的比重，在新世纪后有比较快速的上升，相比较之，40-64 岁年龄组人口接受高等教育比重上升幅度较缓而接受中等教育人口的比重却有快速的上升，显然 20-39 岁年龄组人口人力资本升级趋势更加符合经济转型特征。（2）国际比较。无论是 20-39 岁年龄组还是 40-64 岁年龄组，中国接受中等教育人口比重已经达到其他发达国家水平，但接受大专及以上高等教育人口比重却显著低于发达国家。未来十五年内 40-64 岁年龄组人口逐步步入退休年龄将退出劳动力市场，20-39 岁年龄组人口将成为劳动力市场的主要组成部

分。2015 年中国 20-39 岁年龄组人口接受各类教育比重分别为：小学及以下为 8.6%、中学为 70%、大专及以上为 21.4%，未来十五年内的人力资本结构依然是中等教育程度主导。

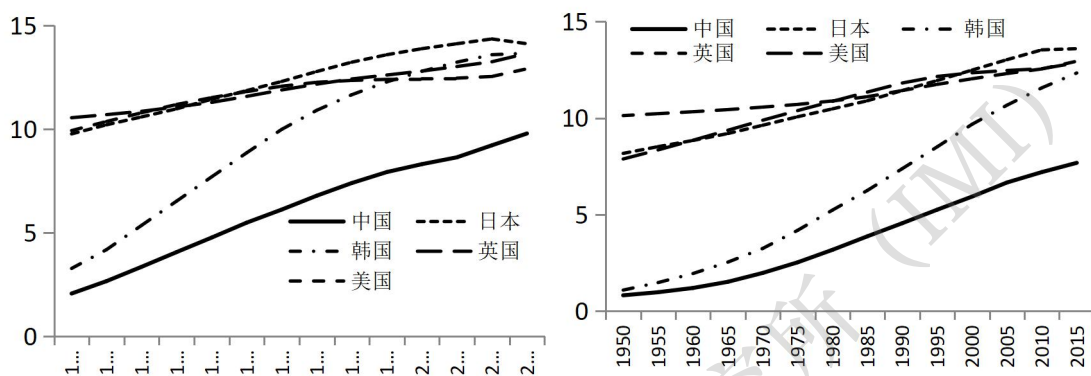


图 1 20-39 岁和 40-64 岁年龄段人口平均受教育年限

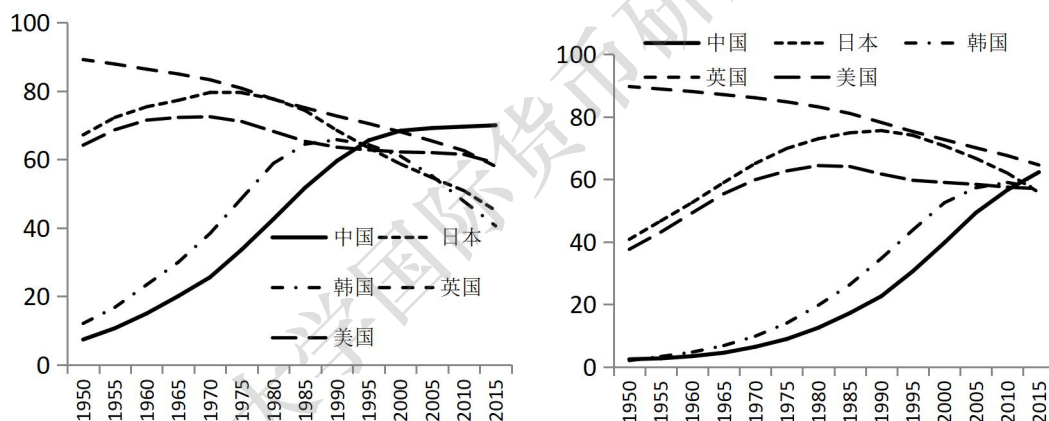


图 2 20-39 岁和 40-64 岁年龄段接受中学教育占适龄人口比重

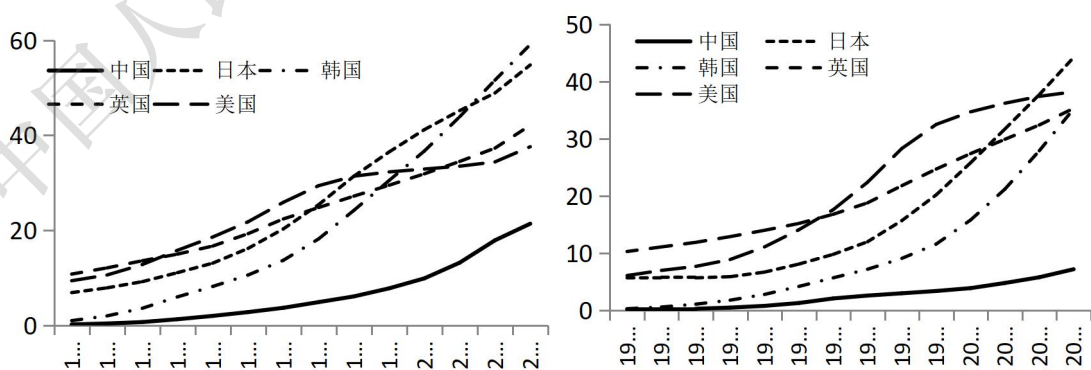


图 3 20-39 岁和 40-64 岁年龄段接受大专及以上学历教育占适龄人口比重

数据来源：维根斯坦人口与人力资本研究中心(Wittgenstein Centre for Demography and Human Capital), <http://dataexplorer.wittgensteincentre.org/wcde-v2>。

2. 典型化事实 II

中低教育程度劳动力就业的稳定性，依赖于大规模工业化对就业岗位“边疆拓展”，一旦开发式的就业创造机会消失，将导致这部分劳动力在低端岗位漂移和人力资本积累中断。

基本认识：作为高度现代化的重要标志，发达国家劳动力市场的流动性，指的是通过搜寻爬升到更高的岗位阶梯(Hornstein et al., 2011)，以达成职业向上流动与收入提高的良性循环，促进总体人力资本升级、积累(Blumen, 1955)。受制于维持型就业方式和低价工业化积累体系，中国大部分劳动力表现出低端产业内“漂移”，收入与人力资本同步增长机制缺失，人力资本积累出现“间断点”。

数据分析：基于 CHIP 数据库 2013 年的微观数据，中国 20-39 岁人口工作转换的比重达到 47%，将近总人数的一半经历过工作转换，其中 33% 人口换过一次工作，9.4% 人口换过两次工作：（1）从劳动合同性质角度考察，可以发现短期或临时合同、临时工工作转换概率将近 40%，显著高于固定职工与长期合同工⁶，说明工作转换主要发生于临时工或短期合同工集中的部门，而这些部门一般都以低端部门为主。（2）从受教育程度角度考察，可以发现受教育程度越高，越有利于就业的稳定，小学教育水平下 20-39 岁年龄组人口就业稳定性最差，经历过工作转换的比重为 52.43%，其次为中学教育人口为 51.56%，最低的为大专及以上但仍高达 34.06%，这说明低层次人力资本市场劳动力一半以上都经历了就业转换，高于高层次人力资本劳

⁶ 《中华人民共和国劳动合同法》第 14 条规定，劳动者在该用人单位连续工作满十年的可以签订无固定期限劳动合同，即长期合同。

动力市场。

表 1 20-39 岁不同劳动性质劳动力工作转换次数概率分布

转换次数 劳动合同性质	0	1	2	3	4	5	6	7	8	10
固定职工	86.49%	10.91%	1.98%	0.31%	0.10%	0.21%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
长期合同	67.85%	22.94%	6.22%	1.94%	0.97%	0.08%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
短期或临时合同、临时工	60.76%	24.90%	9.28%	2.61%	1.39%	0.56%	0.17%	0.22%	0.06%	0.06%

注：固定职工也包括公务员、事业单位在编人员，数据来源：CHIP 数据库 2013。

表 2 20-39 岁不同受教育程度劳动力工作转换次数概率分布

转换次数 受教育程度	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
小学及以下	47.57%	35.07%	9.70%	4.29%	1.68%	0.56%	0.37%	0.56%	0.19%	0.00%
中学、中专与职业教育	48.46%	36.10%	10.47%	2.52%	1.69%	0.49%	0.09%	0.14%	0.00%	0.06%
大专及以上	65.94%	24.19%	6.96%	1.66%	0.66%	0.20%	0.00%	0.07%	0.27%	0.07%

数据来源：CHIP 数据库 2013

3. 典型化事实 III

工业化积累方式对低人力资本的路径依赖以及劳动力市场分割，导致大部分农业转移劳动力锁定于低端部门。

基本认识：低效率部门不断累积低层次人力资本，因此就业不稳定和风险等因素在这些就业者中不断累积。非生产性的垄断部门和高效率部门吸纳了高人力资本，但是只占劳动力的较小部分。农民工的上升通道阻断，这种分割长期中不利于城市化的效率改进。

数据分析：

(1) 公式设定。使用 CHIP 数据库 2013 年的微观数据并参照 Blau & Duncan(1967)及周兴和张鹏(2015)的方法来计算流动性指数。假设有 n 个职业（行业）类型， $P_{i,j}$ 是第一次工作的职业（行业）为 i 、

当前工作的职业（行业）为 j 的频数，如果第一次工作的职业（行业）与当前工作的职业（行业）相互独立的话，则 $P_{i,j}$ 的观测值与独立假设下的期望值趋于相等，即两者的比值应该接近于 1，否则则会偏离 1。因此我们可以用频数的观测值与期望值之比定义流动人口职业（行业）流动性指数为：

$$m_{i,j} = (p_{i,j} / \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,j} \sum_{j=1}^n p_{i,j}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_{i,j}}) \quad (1)$$

如果 $m_{i,j} > 1$ ，则说明第一次工作的职业（行业）为 i ，当前工作的职业（行业）为 j 的实际观测频数大于理论期望值，因此第一次工作的职业（行业）为 i 的个体，当前工作的职业（行业）为 j 的可能性较高，反之则较小。在此基础上，我们可以计算出不同职业（行业）流动的流入指数和流出指数。职业（行业） j 的流入指数为：

$$I_j = (\sum_{i \neq j} p_{i,j} / n - 1) \quad (2)$$

职业流入指数衡量了第一次工作的职业（行业）不是职业（行业） j 的个体中，个体当前工作进入职业（行业） j 的可能性。该指数越小，则反映出这种职业（行业）的流动性越小，其他职业（行业）的个体进入这种职业（行业）的障碍越大，反之，则说明这种职业（行业）接受其他职业（行业）个体的可能性越高，职业（行业）流动性较强。

与之类似，职业（行业）流出指数的表达式为：

$$O_i = (\sum_{j \neq i} p_{i,j} / n - 1) \quad (3)$$

该指标衡量了个体从事第一份工作作为第 i 种职业（行业），而当前工作不为第 i 种职业（行业）的可能性。职业（行业）流出指数越大，则说明该职业（行业）的流动性越强，个体第一份工作为此职业（行业）而当前工作流出该职业（行业）的可能性越大。

（3）数据描述：①基于行业。表 3 中我们将行业分为农业、建筑业、制造业、低端服务业、高端服务业和科教文卫及公共组织等垄断部门等六大类，横轴为个体第一份工作所属行业，纵轴为目前工作所属行业，流动矩阵中对角线元素为个体第一份工作所属行业和目前工作所属行业相同的可能性，而其他元素为个体第一份工作所属行业流入目前工作所属行业的可能性，根据公式(1)只有流动性指数 m_{ij} 大于 1 时结果才有意义。主要发现有两点：第一、观察对角线元素，其数值都大于 1，反映了农民工流动基本固化在相同行业，这以从事农业和建筑业的农民工表现最为明显；第二，观察其他元素，可以发现流动主要发生于三个方向：即从事行业为农业的农民工向制造业和低端服务业流动、从事建筑业的农民工向制造业流动、从事制造业的农民工向农业回流，这基本符合进城务工人员行业间流动现实。流出指数(O)和流入指数(I)都全部小于 1，这一方面说明各行业的农民工流出到其他不同行业的可能性较小，另一方面也说明各行业农民工接纳其他不同行业农民工的可能性较小，说明了农民工自由流动于不同行业间还存在较大障碍。表 3 的结论证实了目前农民工所从事行业主要在低端行业漂移，自然人力资本向更高梯度爬升也无法突破。

表 3 行业流动矩阵

	农业	建筑业	制造业	低端服务业	高端服务业	科教文卫与公共组织	流出指数(O)
农业	4.418	0.937	1.266	1.096	0.000	0.000	0.660
建筑业	0.000	4.121	1.169	0.399	0.892	0.000	0.492
制造业	1.239	0.000	2.458	0.643	0.876	0.500	0.652
低端服务业	0.342	0.435	0.317	1.899	0.207	0.207	0.302
高端服务业	0.000	0.000	0.000	1.019	3.421	2.278	0.659
科教文卫与公共组织	0.000	0.507	0.790	0.944	0.604	3.015	0.569
流入指数(I)	0.316	0.376	0.708	0.820	0.516	0.597	

②基于职业。表 4 进一步从职业角度进行了分析，与表 3 类似，可以发现两点基本结论：第一、对角线元素全部大于 1，说明从事某一职业农民工经历工作转换后仍然从事这一职业的可能性最大。由于专有人力资本积累的影响，办事人员、专业技术人员和机关事业单位负责人的职业转换相同的可能性都较高，职业流动也最有可能在相同职业内变换；第二，对角线外其他大于 1 元素，农民工职业流动主要表现为农业人员更有可能向生产制造人员和商业与专业服务人员流动，而流动到其他职业的可能性低，说明农民工职业向上流动空间不畅，低端锁定特征更加明显，使得他们只能漂移在城市低端部门。流出指数(O)和流入指数(I)依然全部小于 1，说明农民工所从事各类职业的封闭性较强，他们通过职业流动来摆脱就业漂移状态的可能性较小。

表 4 职业流动矩阵

	务农人员	生产制造人员	商业与服务人员	办事人员和有关人员	专业技术人员	机关事业单位负责人	流出指数(O)
务农人员	4.618	1.569	1.340	0.000	0.000	0.000	0.582
生产人员	0.942	2.449	0.740	0.285	0.394	0.000	0.472
商业与服务人员	0.440	0.422	2.658	0.133	0.138	0.000	0.227
办事人员和有关人员	0.000	0.739	0.420	5.582	0.643	0.000	0.360
专业技术人员	0.000	0.821	0.526	0.000	4.825	0.659	0.401
机关事业单位负责人	0.000	0.000	0.315	0.000	0.000	5.341	0.063
流入指数(I)	0.276	0.710	0.668	0.084	0.235	0.132	

4. 典型化事实Ⅳ

老年人口劳动参与率较低，未能充分利用老年特别是低龄老年人口人力资本。

就业系统的不适应性除表现为劳动力市场内部外，也表现在老年人口群体，其主要表现为劳动参与率低，未能充分利用老年人口所蕴含的人力资本。随着我国预期寿命的不断增长和人口老龄化的冲击，劳动力数量和质量都将对经济增长构成挑战，但目前相对刚性的退休制度，使得老年人口法定退休年龄在生理退休年龄(卢敏和彭希哲，2018)到达之前就过早退出了劳动力市场，特别是企业和机关事业单位一些退休人员，都是老年人口中人力资本层次较高的群体，这种现象也是人力资本耗散的表现。我们使用国际劳工组织提供的各国劳动力构成中老年人口比例来对这一事实进行分析，从图4可以发现：中国老年人口劳动参与率较低，特别是低龄老年人口(60-64岁)劳动参与率显著低于发达国家。2010年人口普查中60-64岁劳动力占比不足4%，不仅低于欧美国家，更是远低于日韩等亚洲国家，目前日本与韩国60-64岁劳动力占比分别在8%和6%以上，即使65岁以上劳动力占比，日本与韩国仍然达到5%-10%的水平，远远高于中国目前水平。

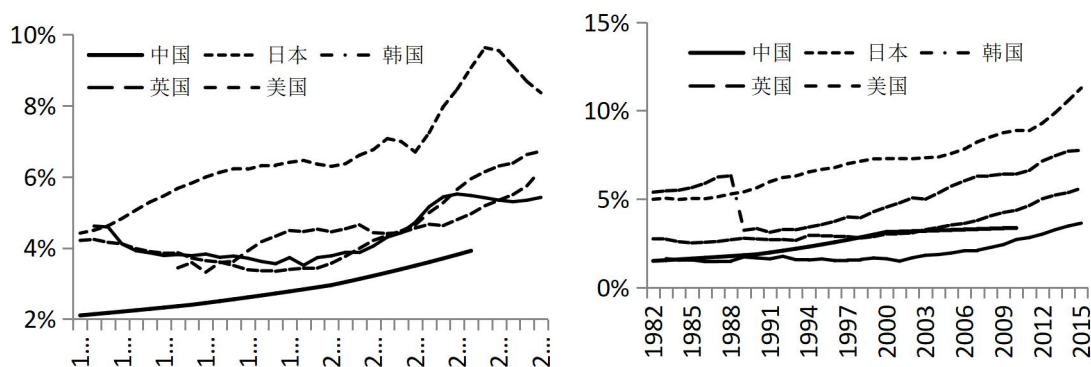


图4 老年劳动力比重构成国际比较（左：60-64岁劳动力；右：65岁以上劳动力）

资料来源：国际劳工组织数据库

（四）负反馈：漂移与人力资本耗散分析

由上述典型化事实可知，大量劳动力漂移在低端部门，导致人力资本升级滞后，因此劳动力漂移实际上是在就业系统中置入了一种负反馈机制。特别是涉及到就业系统与经济效率（或收入）的关系时，它们之间相互作用的因果累积将导致人力本耗散，对长期增长的不利效应也值得重视。本部分对这种机制给出一个启发性模拟。

Burdett & Mortensen(1998)将人们的就业状态分为两种，其中一类处于就业之中的劳动力，而另一类处于失业并搜寻工作的失业者。代表性就业劳动力的价值函数可以表示为：

$$rV(w) = w + \lambda \int_w^{\bar{w}} [V(z) - V(w)]dF(z) + \omega (U - V(w)) \quad (4)$$

其中， r 为折现率， $V(w)$ 为工资为 w 的情况下个体的价值函数， $\bar{w}$ 为最高工资（工资上限）。个体搜寻分为两种状态，第一种为通过搜寻找找到工资大于 w 的工作并实现价值增长，其中 λ 为工作岗位出现的概率，文献中一般假定其服从泊松分布。假定 F 为企业投放工作岗位（offer）随机变量的分布函数，因此(4)式第二项说明个体可以通过工

作搜寻实现自身价值增长、职业向上流动,同时人力资本也不断积累。第二种状态是指由于工作替代或破坏导致个体意外失业,其中 ω 为发生意外失业的外生概率,现实中随着经济社会发展必然有部分工作岗位被时代潮流抛弃,使得个体在非自愿失业的情况被迫退出就业状态,因此(4)式第三项反映了外生工作破坏所致的价值损失。综上所述可以发现,劳动力的价值函数反映了其就业状态在不断的工作搜寻中得到更新,如果将蕴含不同人力资本的工作岗位从低到高排序,个体通过搜寻工资更高的就业岗位来不断向蕴含人力资本更高的工作爬升,实现Hornstein et al.(2011)所论述的工作阶梯(Job ladder)不断上升。相应地,失业者的价值函数为:

$$rU = b + \lambda_0 \int_{w^*}^{\bar{w}} [V(z) - U] dF(z) \quad (5)$$

其中, λ_0 为失业者得到工作岗位的概率, b 为闲暇价值。(5)中第二项表征了失业者通过搜寻高于最低工资 w^* 而带来的价值增长。

因此,一般工作搜寻模型中所隐含的理性个体在不断搜寻中必然带来价值增长与典型化事实中所论述的中国劳动力市场所存在就业转换速度快、且多集中于城市低端部门现象不相符合,很多劳动力通过转换工作岗位可能不会带来收入增长,工作搜寻也可能带来收入下降,劳动力在不断的工作转换或搜寻过程中更类似于随机“漂移”状态。“漂移”一词源于物理学,反映了粒子由于受到外力冲击而引起偏离正常运动轨迹,导致粒子在漂移中部分损失,将这一术语运用于

⁷也有文献称为保留工资(reservation wage),反映了失业者接受就业的最低工资,或者说是维持生计所需的基本工资。

就业过程意在说明劳动力市场摩擦导致一部分劳动力游离于正常工作搜寻渠道之外，偏离生命周期下正常人力资本积累路径，使得人力资本积累出现“间断点”，收入增长减缓甚至下降。为反映就业漂移冲击对劳动力搜寻过程的干扰，参考Jolivet et al. (2006)的研究，我们将方程(4)扩展为：

$$\begin{aligned}
 rV(w) = & w + \lambda \int_w^{\bar{w}} [V(z) - V(w)]dF(z) \\
 & + \lambda \theta \int_{w^*}^w [V(z) - V(w)]dF(z) + \omega (U - V(w))
 \end{aligned} \quad (6)$$

经过扩展后，劳动力的工作搜寻状态除搜寻高于目前工资的工作和意外失业之外还存在就业漂移状态。假设由于劳动力市场摩擦使得一部分劳动力被迫选择游离于正常搜寻渠道之外，他们只要工资高于最低工资 w^* 就会接受就业，其通过工作搜寻可能不会带来工资增长而可能仅仅为了就业， θ 表示就业漂移冲击。显然，当 $\theta = 0$ 时，方程(6)就退化为Burdett & Mortensen(1998)所讨论的正常搜寻情形，随着就业漂移冲击 θ 的增大，就业漂移对劳动力的价值函数影响也越来越大。方程(6)中第3项表示在遭受就业漂移冲击的情况下，劳动者只能以最低工资接受就业，否则就将面临失业风险，而第2项说明不存在就业漂移冲击情形下劳动力将会通过正常搜寻实现价值增长，第4项为意外失业导致的价值损失。因此，就业漂移冲击的存在将劳动力市场分割为两类：（1）在正常劳动力情况下，劳动者通过工作搜寻或职业流动，实现职业阶梯的不断上升，人力资本职业阶梯爬升过程中逐渐积累，带来劳动力价值函数的增长；（2）在劳动力市场不完

善或存在摩擦情形下，一部分劳动力无法进入工资增长和人力资本积累的正常搜寻过程，他们被迫在最低工资之上漂移于城市低端部门，工资增长缓慢甚至下降，人力资本积累也会在“漂移”中慢慢耗散。

为求得最低工资 w^* ，根据文献的通常做法，将 w^* 带入(6)式使得劳动力价值函数等于失业者的价值函数，即 $V(w^*)=U$ ，则：

$$w^* + \lambda \int_{w^*}^{\bar{w}} [V(z) - V(w^*)] dF(z) + \omega (U - V(w^*)) = b + \lambda_0 \int_{w^*}^{\bar{w}} [V(z) - U] dF(z) \quad (7)$$

对 $\int_{w^*}^{\bar{w}} V(z) dF(z)$ 使用分部积分法，在 $F(\bar{w}) = 1$ 的情况下经过简单整理可知 w^* 可以表示为：

$$w^* = b + (\lambda_0 - \lambda) \int_{w^*}^{\bar{w}} [1 - F(z)] dV(z) = b + (\lambda_0 - \lambda) \int_{w^*}^{\bar{w}} [1 - F(z)] V'(z) dz \quad (8)$$

为求得 $V'(z)$ ，首先使用(6)两边对 w 求导可以得到：

$$rV'(w) = 1 + \lambda (1 - F(w))V'(w) + \lambda \theta (F(w) - F(w^*)) V'(w) + \omega V'(w)$$

经过简单整理可以得到：

$$V'(w) = \frac{1}{\omega + r + \lambda \theta + \lambda (1 - \theta)(1 - F(w)) - \lambda \theta F(w^*)} \quad (9)$$

将(9)带入(8)中可将最低工资 w^* 表示为：

$$w^* = b + (\lambda_0 - \lambda) \int_{w^*}^{\bar{w}} \frac{1 - F(z)}{\omega + r + \lambda \theta + \lambda (1 - \theta)(1 - F(z)) - \lambda \theta F(w^*)} dz \quad (10)$$

令 $G(w)$ 为工资不高于 w 的所有劳动力的分布函数， u 为失业者比

例， $1 - u$ 为就业人口比重。在工资为 w 的情况下，劳动力流出分为两部分，一部分为因就业破坏而退出的人群(ω)，另一份部分为当工资高于 w 的情况下劳动力也会转向更好的工作机会，即工作岗位出现的概率 λ 乘以工资高于 w 的概率 $1 - F(w)$ 的乘积，两部分之和为：

$$(1 - u)G(w)(\omega + \lambda(1 - F(w))) \quad (11)$$

同理，在工资为 w 的情况下，劳动力流入也分为两个部分，其中一部分为在工资高于最低工资 w^* 情形下失业者将会接受就业，即 $u\lambda_0(F(w) - F(w^*))$ ，另外由于工资高于 w 的情形下一部分人被迫选择就业漂移，他们也必须要在最低工资 w^* 之上选择就业从而进入劳动力市场，否则将会面临失业风险，工资高于 w 的劳动力比例为 $(1-u)(1-G(w))$ ，最低工资 w^* 和现有工资 w 之间投放工作岗位概率之差为 $F(w) - F(w^*)$ ，综合两部分劳动力流入之和为：

$$u\lambda_0(F(w) - F(w^*)) + (1 - u)(1 - G(w))\lambda_\theta(F(w) - F(w^*)) \quad (12)$$

在劳动力市场处于均衡状态下，劳动力流入和劳动力流出必然相等，据此可以计算得到稳态的收入分布。这意味着：

$$(1 - u)G(w)(\omega + \lambda(1 - F(w))) = u\lambda_0(F(w) - F(w^*)) + (1 - u)(1 - G(w))\lambda_\theta(F(w) - F(w^*)) \quad (13)$$

简单整理可得 $G(w)$ 为：

$$G(w) = \frac{(1-u) \lambda_0 + u \lambda}{1-u} \frac{F(w) - F(w^*)}{\kappa} \quad (14)$$

其中， $\kappa = \omega + \lambda_0 F(w) + \lambda (1 - F(w)) - \lambda_0 F(w^*)$ ，当 $w=\bar{w}$ 时， $G(\bar{w})=1$ ，化简得到：

$$\frac{u}{1-u} = \frac{\omega}{\lambda_0(1-F(w^*))} \quad (15)$$

将(15)带入 $G(w)$ 可得：

$$G(w) = \frac{(1-F(w^*)) \lambda_0 + \omega}{1-F(w^*)} \frac{F(w) - F(w^*)}{\kappa} \quad (16)$$

同理，对 $G(w)$ 求导能够得出其密度函数 $g(w)$ 表达式为：

$$g(w) = \frac{(1-F(w^*)) \lambda_0 + \omega}{1-F(w^*)} \frac{f(w) [\omega + \lambda (1-F(w^*))]}{\kappa^2} \quad (17)$$

其中， $f(w)$ 为 $F(w)$ 的概率密度函数，类似于 Tjaden & Wellschmied(2014)，可以得到劳动力的平均工资为：

$$w^{aver} = \int_{w^*}^{\bar{w}} w dG(z) \quad (18)$$

使用分部积分法，则劳动力的平均工资可以转化为：

$$w^{aver} = w^* + \frac{\omega + \lambda (1-F(w^*))}{1-F(w^*)} \int_{w^*}^{\bar{w}} \frac{1-F(z)}{\omega + \lambda_0 F(z) + \lambda (1-F(z)) - \lambda_0 F(w^*)} dG(z) \quad (19)$$

为了直观反映就业漂移对劳动力工资增长的具体影响，我们通过设定参数对模型的主要结论进行数值模拟。模型中主要参数主要涉及工人得到工作岗位的概率 λ 、失业者得到工作岗位的概率 λ_0 、失业

时闲暇收入 b 、折现率 r 和工作岗位外生破坏率 ω ，与Hornstein et al.(2011)以及Tjaden & Wellschmied(2014)类似，假设失业者得到工作岗位的概率 λ_0 为0.3，企业投放工作岗位的分布 $F(w)$ 服从 $\ln N(0,0.2)$ ，折现率 r 为0.33，劳动力失业时闲暇收入 b 为工人平均工资的四分之一，即 $0.25w^{aver}$ ，工作的外生破坏率 ω 为0.06。为了求出劳动力得到工作岗位的概率 λ ，参考Hornstein et al. (2011)的思路，劳动力在不同就业岗位间转换的概率(Job-to-Job transition rate)为：

$$x = \lambda \int_{w^*}^{\bar{w}} [1 - F(z)] dG(z) + \lambda \theta \int_{w^*}^{\bar{w}} [F(z) - F(w^*)] dG(z) \quad (20)$$

Hornstein et al. (2011)回顾了很多文献中经验研究得出 x 介于2.2%到3.2%之间，本文取其中间值2.7%来求 λ 。设定就业漂移冲击 θ 为 $[0,1]$ ，并将其步长设为0.01在Matlab中进行模拟，我们得到了就业漂移冲击 θ 与劳动力平均工资 w^{aver} 之间的关系，见图5：

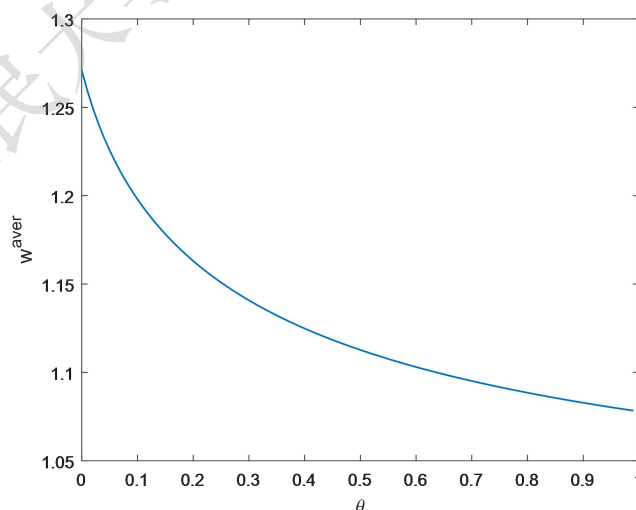


图5 就业漂移与平均工资

从图5可以看出，随着就业漂移冲击的不断增大，由于越来越多

的劳动力无法通过正常搜寻而获得职业阶梯的爬升，而通过接受最低工资之上的工作岗位在低端劳动力市场不断漂移，最终的结果可能是大概率无法获得更高职位晋升，人力积累渠道出现中断，劳动力平均工资相应也会不断下降。图5从劳动力平均报酬角度对就业漂移的影响进行揭示，而图6则从给定工资情形下不同就业漂移冲击下劳动力占比差异视角进行呈现，我们分别取 $\theta = 0.05$ 、 $\theta = 0.35$ 、 $\theta = 0.70$ 、 $\theta = 0.95$ 四种情形，显然随着就业漂移冲击的不断增大，从概率密度图直观上可以发现，劳动力的平均工资将会左移，并且随着就业漂移冲击的减小劳动力工资分布将会出现明显的厚尾现象，同时给定工资情况下随着就业漂移冲击逐步增大其累积分布曲线将变得越来越陡峭，意味着给定工资 w 情况下就业漂移冲击较大的 $G(w)$ 值更大，即小于等于 w 工资的人数比重也更大，因此与正常搜寻渠道下相比，在存在就业漂移情况下更多的劳动力都被“锁定”在中低收入群体，爬升进入高收入群体的概率相对较难，极大程度地影响了社会总体人力资本积累的提高。

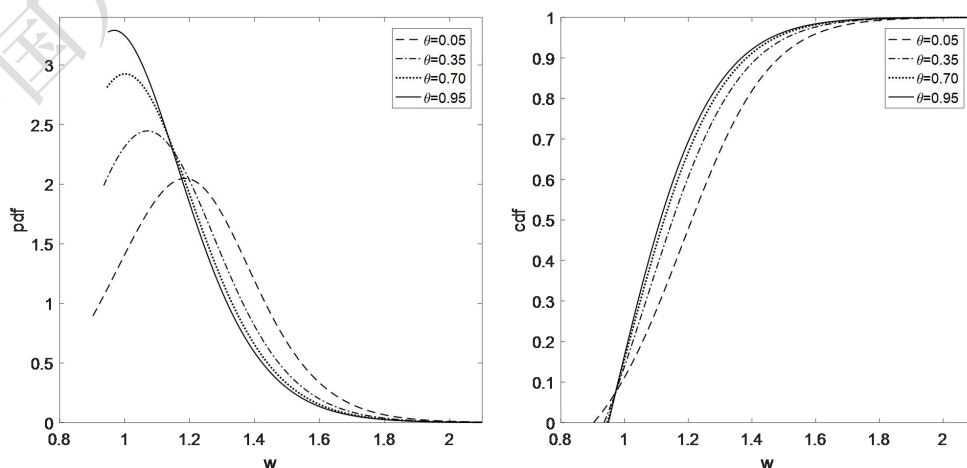


图6 不同就业漂移冲击下工人工资的概率密度与累积分布

（五）实证分析

1. 描述性统计

为了定量分析就业漂移对个体收入的影响，根据理论模型中(19)式并借鉴Munasinghe & Sigman(2004)的研究建立如下计量模型：

$$w_i = \alpha + \beta m_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

其中， i 为个体， w 为其收入增长率， m 为就业漂移冲击， X 代表一系列能够影响个体收入增长的关键控制变量， ε 为误差项。

从目前国外文献看，理想情形下，劳动力就业漂移涉及他们全部工作转换经历，需要对个体的收入、工作年限、就业转换原因、工作单位等多方面数据进行追踪调查，这样才能够完整地廓清个体生命周期内工作经历，从而判断个体是否发生了就业漂移，譬如Booth et al. (1999)、Parrado et al. (2007)、Groes et al. (2014)、Fujii et al. (2018)等研究都使用不同国家多年份追踪的面板调查数据界定了工作转换概率或职业流动概率。囿于现有公开数据比较缺乏完整生命周期内劳动力就业经历的面板追踪数据，本文通过使用劳动力的工作转换次数来衡量就业漂移，原因在于无论是在职培训还是其他形式人力资本投资，都需要在稳定的就业匹配中发生，为了规避道德风险，工作转换越频繁将使得企业越不愿为员工提供在职培训或者缴纳社保、医保等费用，因此随着劳动力年龄的增长（健康状况逐步下降）和技术革新、产业生命周期迭代等导致劳动力技能没有同步更新，劳动力在频繁流动中将会带来人力资本的加速折旧或损耗(Fujita, 2010)，特别是青

壮年劳动力(20-39岁)正是人力资本积累的黄金时期,工作转换越频繁本质上造成了人力资本错配或浪费,更是加剧了中国经济步入服务业和城市化时期扭曲行为。本文采用CHIP数据库2013年城镇住户调查的截面数据来进行实证分析,该数据提供了2013年被访者个人特征、工作转换次数、个人收入等信息,数据相对较新,也符合中国步入服务业时期的现实,值得一提的是CHIP数据库2013提供了个体当前工作入职时的收入和当前收入,这为计算收入增长率提供了便利,同时也便于分析前期工作变动是否带来收入增长,等同于考察了劳动力工作转换是否向更高收入阶梯工作流动。

为着重分析青壮年群体被访者的就业漂移与收入增长的关系,本文将被访者个体年龄限制在20-39岁之间。⁸被解释变量为收入增长率,问卷中城市被访者会被问到:“2013年这份工作的收入总额”和“您刚开始这份工作时,一个月的收入大约有多少”,我们将两者分别取对数并相减即可得被访者的收入增长率。就业漂移方面,问卷中提到:“这份工作是您自参加工作以来的第几个工作?”,显然如果被访者回答为1,说明被访者没有工作转换行为,因此将这一变量减1即可得到被访者的工作转换次数,此外本文还构造了工作是否转换的二值虚拟变量(将工作转换次数大于等于1设定为1,而工作转换次数为零设定为0)。为了防止遗漏变量对估计结果的影响,我们加入一些被已有文献证实的对个体收入增长具有重要影响的控制变量,详见表5。

⁸ 选择 20-39 岁样本一则主要因为目前“80 后”和“90 后”两个群体将会是今后 15 年至 20 年劳动力市场的主体,他们的成长和职业经历涵盖了改革开放三十多年大规模工业化过程,受教育程度也最能反映大规模工业化的人力资本特征;其次,考虑到在八十年代以前,我国无论发展阶段和职业阶层的划分与现在有所差异,因此为了便于对不同同生群之间的工作流动进行比较分析,我们只选取“80 后”和“90 后”的样本来进行分析。

表 5 描述性统计分析

变量名称	变量含义	均值	标准差	25分位	75分位	最小值	最大值	样本量
收入增长	个体2013年收入对数与入职时收入对数之差	0.613	0.952	0.105	1.070	-4.970	8.987	4400
转换工作	是否转换工作（是为1，否为0）	0.457	0.498	0	1	0	1	5600
转换工作次数	参加工作以来第N份工作减1	0.483	0.886	0	1	0	10	4500
年龄	个体年龄的绝对值	30.22	5.730	25	35	20	39	5600
就业年限	当前工作持续年限	1.690	0.930	1.099	2.398	0	7.608	4000
性别	男性为1，女性为0	0.484	0.500	0	1	0	1	5600
婚姻状况	已婚为1，未婚为0	0.696	0.460	0	1	0	1	5600
政治面貌	中共党员为1，其他政治面貌为0	0.156	0.363	0	0	0	1	5600
受教育程度	小学及以下为1，中学、中专及职业教育为2，大专及以上为3	2.497	0.582	2	3	1	19	5600
就业身份	雇员或家庭帮工为0，自营劳动者为1，雇主为2	0.127	0.402	0	0	0	2	4500
就业单位规模	10人及以下为0，11人到250人为1，251人到1000人为2，1001人以上为3	1.234	0.859	1	2	0	3	3900

2. 实证结果

（1）基本回归结果

表6中第1列和第2列列示了是否工作转换的二值变量对收入增长的影响，第3列和第4列展示了工作转换次数对收入增长的影响。其中第1列和第3列为不加入控制变量的估计结果，第2列和第4列为加入控制变量的估计结果。可以发现，无论是是否转换工作二值变量还是转换工作次数变量，其回归系数都在1%显著性水平下为负，验证了理论模型所揭示的核心结论。这充分说明随着工作转换次数的增多，就业稳定性降低，个体就业漂移性特征更加明显，由于人力资本积累需要时间，漂移在劳动力市场的青壮年群体无法通过干中学积累通用型人力资本和专业型人力资本，甚至人力资本在不断的工作变动中发生损耗，势必也会影响收入增长。

从其他控制变量看，年龄和年龄平方的系数分别显著为负和正，即年龄与收入增长呈现U型关系，这与Frederiksen et al.(2016)研究结论保持一致，反映了存在某一年龄阈值，在达到该阈值之前，随着年龄增长将会带来收入下降，但超过阈值后年龄的增长将会带来收入的逐步增长。根据第4列回归结果计算的年龄阈值为26岁，表明青年个体只有在26岁以后收入才会不断增长，个中原因应该在于26岁以前无论是受教育或者参加工作，都属于人力资本投资阶段，当越过26岁阈值后人力资本产生的收益将会大于投资，收入也将不断增长。就工作年限越长就越能带来收入的增长，工作年限越长积累的人力资本越多，相应会带来收入的增长。相比非中共党员，中共党员个体更能获得收入的增长。受教育程度中，相比基准小学程度，中等教育、高等教育对收入增长的趋势显著为正并且其系数呈现逐步递增趋势，这一结果正说明了教育投资是人力资本投资的最重要组成部分，自从Mincer(1974)量化了教育投资与收入的正相关关系以来，越来越多研究验证了学校教育对个体收入影响的程度远远优于参加工作，学校教育的人力资本投资形式效果要优于就业于中学等形式，平均而言，接受学校教育增加一年带来的收入增长相当于参加工作四年所实现的收入增长(世界银行，2019)，表6中结果更加验证了不断增加教育投资不仅是个人实现收入增长的最重要方式，而且教育与收入之间呈现非线性且递增的关系。企业规模方面，显然企业规模越大越有利于个体实现收入增长，表6中随着企业规模增大其对收入增长的影响系数也在逐渐提高，究其原因主要在于规模越大的企业技术水平、专业化分

工、生产效率、管理水平都较高,居间个体也越能在就业中获得经验、效率、知识,人力资本也能在这个过程中不断积累,相反若个体就业集中于低于10人以下的个体企业或私营企业,往往从事的都是学习机会小、上升空间有限、收入较低的低生产率工作,人力资本非但得不到积累反而不断耗散。

表 6 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
是否换过工作(是=1)	-0.277*** [-9.10]	-0.151*** [-4.90]		
转换工作次数			-0.135*** [-8.32]	-0.066*** [-3.88]
年龄对数		-13.681*** [-4.20]		-14.345*** [-4.41]
年龄对数的平方		2.115*** [4.43]		2.207*** [4.63]
就职年限		0.318*** [18.05]		0.328*** [18.68]
性别		-0.023 [-0.87]		-0.022 [-0.84]
婚姻		0.060 [1.55]		0.055 [1.44]
是否党员		0.150*** [4.28]		0.135*** [3.84]
受教育程度(基准为小学):				
中等教育		0.265** [2.56]		0.248** [2.37]
高等教育		0.412*** [3.94]		0.403*** [3.81]
就业身份(基准为雇员):				
自营劳动者		0.080 [1.38]		0.051 [0.88]
雇主		-0.014 [-0.17]		-0.021 [-0.24]
企业规模(基准为小于10人):				
10人<人数<250人		0.091** [2.41]		0.092** [2.42]
250人<人数<1000人		0.214*** [4.37]		0.215*** [4.40]
大于1000人		0.260*** [4.99]		0.264*** [5.09]
常数项	0.826*** [17.70]	21.731*** [3.92]	0.796*** [17.24]	22.896*** [4.14]
样本量	4415	3916	4390	3897
adj. R ²	0.043	0.252	0.039	0.252

注:中括号内为t值,*p<0.1,**p<0.05,***p<0.01,下表同。

(2) 内生性问题讨论

由于受到遗漏变量或者就业漂移和收入之间可能同时受到政策

和其他因素的共同影响,都将导致内生性问题,从而对回归结果的因果关系造成负面影响。为此,参考程虹和李唐(2017)以及王春超和张承莎(2019)的研究,本文使用行业内平均工作转换次数来作为工具变量对模型进行两阶段最小二乘回归。一般而言,由于不同行业特性导致个体的工作转换行为也存在较大差异,因此行业内平均工作转换次数与个体的工作转换行为具有很强的相关性,符合工具变量的相关性要求,同时,个体的工作转换行为对行业整体的工作转换次数影响有限,个体层面行为特征很难影响到行业整体层面,比较符合工具变量外生性条件。从表7工具变量估计结果看,回归系数方向和显著性基本保持不变,工作转换次数与收入增长之间依然是负相关关系,这也说明回归结果是比较稳健的。此外,从表7底部可以发现工具变量选择上通过了识别不足和弱识别检验,此外由于我们仅仅选择了一个变量作为原变量的工具变量,因此不存在过度识别问题。

表 7 工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
是否换过工作(是=1)	-1.668*** [-8.95]	-0.534** [-2.09]		
转换工作次数			-0.884*** [-8.25]	-0.247* [-1.85]
年龄对数		-13.861*** [-4.14]		-14.847*** [-4.51]
年龄对数的平方		2.196*** [4.55]		2.328*** [4.89]
就职年限		0.250*** [4.41]		0.272*** [5.02]
性别		-0.021 [-0.79]		-0.024 [-0.88]
婚姻		0.087** [2.27]		0.071* [1.93]
是否党员		0.135*** [3.11]		0.121*** [2.93]
受教育程度(基准为小学):				
中等教育		0.261*** [2.86]		0.250** [2.55]
高等教育		0.411*** [4.69]		0.408*** [4.41]
就业身份(基准为雇员):				

自营劳动者		0.060		0.030
		[0.97]		[0.53]
雇主		-0.030		-0.046
		[-0.33]		[-0.49]
企业规模(基准为小于10人):				
10人<人数<250人		0.092**		0.098**
		[2.24]		[2.48]
250人<人数<1000人		0.217***		0.225***
		[4.05]		[4.37]
大于1000人		0.231***		0.245***
		[4.02]		[4.53]
常数项	1.151***	21.567***	1.041***	23.313***
	[18.78]	[3.74]	[19.78]	[4.11]
N	4287	3803	4264	3786
Kleibergen-Paap Wald rk LM	177.276	64.929	123.829	52.804
statistic	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Kleibergen-Paap Wald rk F	203.420	69.264	139.149	56.859
statistic	(16.38)	(16.38)	(16.38)	(4.58)

注：圆括号内数值为 Kleibergen-Paap Wald rk LM 检验统计量的 P 值，Kleibergen-Paap Wald rk F 检验中圆括号内数值为 Stock-Yogo 检验 10%水平上的临界值。Kleibergen-Paap rk LM 检验的零假设是工具变量识别不足，若拒绝零假设则说明工具变量不存在识别不足问题，Kleibergen-Paap rk F 检验的零假设是工具变量为弱识别，若拒绝零假设则说明工具变量不存在弱识别问题。

(4) 异质性分析

前文的研究表明，不同年龄和不同受教育程度是影响收入增长的重要因素，那么不同年龄和不同受教育程度青壮年群体的工作转换行为是否存在显著差异，进一步地其对收入增长的影响是否也存在异质性？为此，我们将样本按照年龄结构分别拆为20-30岁年龄组和31-39岁年龄组、按照受教育程度分为低人力资本和高人力资本两个组别，其中低人力资本组别为受教育年限小于16年，即未完成大专及以上学历教育，高人力资本组为受教育年限大于等于16年，即完成大专及以上学历教育，分别进行回归，结果见表8。

表8中第(1)-(2)及(5)-(6)结果显示，工作转换次数增多对收入增长的负面影响主要发生在31-39岁子样本，上文分析中也提到职业生涯的头十年(主要集中在20-30岁阶段)工作转换次数占职业生涯工作转

换次数的2/3(Topel & Ward,1992),所以个体在此阶段个体通过工作转换、工作搜寻不断向上流动实现人力资本投资,进而工作转换也可能正是通过不断搜寻实现岗位和自身效率最佳匹配的过程,工作转换不一定对收入增长形成负面影响。而经过职业生涯头十年相对频繁的职业搜寻以实现最佳匹配后,进入31-39岁后职业将会相对稳定。如果在31-39岁职业仍然处于相对频繁流动过程,那么很可能说明个体漂移于劳动力市场,其对收入增长将会产生负面影响。表8的回归结果突出表明就业漂移的负面影响主要集中于31-39岁相对成熟的劳动力群体,如何采取措施将成熟劳动力群体“稳定”下来是促进通过工作经验实现人力资本积累的重要途径,也有利于实现包括消费提高、城市化提质、经济结构转型等高质量发展。从表8中第(3)-(4)及(7)-(8)不同人力资本层次回归结果看,虽然工作转换次数增多都不利于收入增长,但对高人力资本样本影响更甚。Cairo & Cajner(2018)研究中描述了这样一个事实,即美国高中毕业的劳动者面临失业的概率是大学毕业生面临失业概率的两倍,因此人力资本更高的劳动者在生命周期下就业波动的概率也较小,高人力资本劳动者相对低人力资本劳动者在就业稳定性方面有更大提高。此外,从收入回报看,世界银行(2019)发现不同受教育程度人口的收入回报存在较大差异,比如受教育程度较高工作经验增加一年将会使工资收入增长2.4%,而受教育程度较低的劳动力仅有2%,造成差异的主要原因在于受教育程度较高劳动力技能、知识也高,同时学习能力也较强能够更加适应劳动力市场变化。因此,如果就业漂移将高人力资本劳动力锁定在低端行业的话,将会

造成就业波动较大，而在就业获得的技能和知识更加有限，较强的学习能力也无“用武之地”，对人力资本积累的负面影响也更甚，对社会而言将是极大的资源浪费。

表 8 异质性分析结果

	20-30岁	31-39岁	低人力资本	高人力资本	20-30岁	31-39岁	低人力资本	高人力资本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否换过工作(是=1)	-0.020	-0.152	-0.140	-0.194				
	[-0.48]	[-3.49]** *	[-3.95]** *	[-2.83]* **				
转换工作次数					-0.001	-0.050	-0.053	-0.128
					[-0.03]	[-2.26]**	[-2.90]** *	[-2.80]* **
年龄对数			-11.204	-17.052			-11.870	-16.813
			[-3.13]** *	[-1.86]*			[-3.33]** *	[-1.83]*
年龄对数的平方			1.727	2.683			1.819	2.650
			[3.29]** *	[2.02]**			[3.48]** *	[1.98]**
就职年限	0.202	0.417	0.337	0.270	0.206	0.437	0.349	0.271
	[8.92]* **	[16.98]* **	[17.03]* **	[6.25]** *	[9.02]* **	[18.09]* **	[17.75]* **	[6.18]** *
性别	0.016	-0.053	-0.048	0.033	0.017	-0.053	-0.048	0.034
	[0.45]	[-1.42]	[-1.59]	[0.62]	[0.47]	[-1.43]	[-1.58]	[0.64]
婚姻	0.130	0.001	0.061	0.007	0.129	-0.005	0.057	-0.002
	[3.56]* **	[0.02]	[1.35]	[0.09]	[3.52]* **	[-0.06]	[1.26]	[-0.02]
是否党员	0.062	0.199	0.283	0.018	0.063	0.178	0.260	0.013
	[1.23]	[4.14]** *	[6.14]** *	[0.33]	[1.25]	[3.71]** *	[5.66]** *	[0.23]
受教育程度(基准为小学):								
中等教育	0.263	0.109			0.235	0.092		
	[1.85]*	[0.72]			[1.58]	[0.61]		
高等教育	0.399	0.243			0.369	0.238		

教育	[2.78]* **	[1.58]			[2.46]* *	[1.55]		
就业 身份 (基 准为 雇 员):								
自营 劳动者	0.049	0.127	0.103	-0.212	0.052	0.085	0.073	-0.220
雇主	[0.60] 0.287 [2.13]* *	[1.62] -0.112 [-0.98]	[1.68]* -0.007 [-0.08]	[-1.10] -0.150 [-0.59]	[0.63] 0.282 [2.09]* *	[1.08] -0.122 [-1.08]	[1.18] -0.012 [-0.13]	[-1.12] -0.163 [-0.65]
企业 规模 (基 准为 小于 10 人):								
10人 <人 数 <250 人	0.029	0.112	0.103	0.138	0.026	0.111	0.105	0.127
250 人< 人数 <100 0人	[0.61] 0.224	[2.01]** 0.200	[2.47]** 0.224	[1.43] 0.270	[0.54] 0.222	[2.00]** 0.201	[2.51]** 0.226	[1.31] 0.262
大于 1000 人	[3.53]* **	[2.81]** *	[3.98]** *	[2.48]**	[3.48]* **	[2.84]** *	[4.03]** *	[2.39]**
常数 项	0.224	0.187	0.294	0.101	0.221	0.195	0.301	0.095
	[3.37]* **	[2.44]**	[4.81]** *	[0.89]	[3.31]* **	[2.55]**	[4.94]** *	[0.83]
	-0.257	-0.165	18.096	27.136	-0.233	-0.213	19.259	26.717
	[-1.62]	[-0.90]	[2.98]** *	[1.73]*	[-1.42]	[-1.17]	[3.18]** *	[1.69]*
N	1533	2270	2908	895	1525	2261	2895	891
adj. R ²	0.106	0.241	0.251	0.242	0.106	0.242	0.251	0.240

(六) 中国就业系统的独特演化机制、问题和转型

通过上述理论和经验分析可以发现,就业漂移类似于就业系统转换中置入负反馈机制,结果就是大量劳动力漂移于低端和低效率部门,导致劳动力收入下降,人力资本不断耗散。那么,为什么中国就

业系统转换中会出现就业漂移现象，其背后的原因需要详细考察。

从经济转型视角看，中国劳动力市场上就业漂移问题的凸显不是偶然现象，这种问题发生在工业化后期和结构服务化的转型过程中，是由于新旧模式转换摩擦造成的。国际发展经验对比表明，经济减速和结构服务化对长期增长的冲击效应，首先集中体现在就业系统的不适应上。作为发展模式的核心，经济转型的成败从根本上取决于劳动力市场优化升级状况，包括劳动力要素质量升级程度、劳动力市场制度完善程度以及收入分配制度调整等。收入-就业系统不适应问题的广泛深入探讨，源于1970年代以来欧美发达国家工业化减速所诱致的经济社会矛盾——低增长抑制了效率改进与福利社会的协调与平衡，二战后黄金时代的高增长、高福利和高消费良性循环被打破，迫使发达国家进入就业与积累体系的再调整时期，一直持续至今。争论激烈的欧洲福利社会模式是否可持续问题，就是这一转型摩擦的典型反应。与发达国家比较起来，中国就业系统不仅缺乏韧性而且缺乏制度化，由此为自身调整带来困难，并且构成高质量发展转型的结构性抑制。

1. 大规模工业化阶段的维持型就业系统

(1) 中国维持型就业模式的演化：国际比较。发达国家与发展中国家就业系统的重要差异，在于制度化和经济系统调节能力。尽管就业系统的模式存在差异，但是基于就业制度与工业化关系，大致可以把欧美老牌工业化国家就业系统的制度化纳入福特主义框架之下，

其特色是劳动力归属于正规的组织，并通过集体协商参与生产率分享，在企业、行业与就业的互动中促进效率和福利提升。⁹发展红利共享是这种就业系统的特征，背后是劳动力市场的持续完善、人力资本的持续升级以及高收入职业的持续创造，这也是为什么发达国家劳动力市场搜寻可以促进效率和收入提高的内在原因。因此，1970年代大规模工业化之后，发达国家面临就业系统调整的主要目的是为了保持高福利和高效率之间的动态平衡。

与二战后发达国家普遍经历的这种福特主义的工业化道路不同，中国的工业化走的是一条积累导向的道路，二元结构作为工业化初始条件，直接决定了中国就业系统的维持型特征：一是大规模剩余劳动力向现代部门转移所推动的农民工为特征的劳动市场形成，劳动工资按生存成本定价。刘易斯拐点后，这种市场依然带有自发特征，缺乏发达国家那种集体协商决定收入的制度化特征；二是工业化采取劳动密集和资本密集的积累形式，内生创新机制的普遍缺失迫使效率改进以压低劳动力成本为代价；三是相对于发达国家较弱的发展红利分享机制，抑制了劳动力要素质量提升，并且偏向于加工制造的产业体系进一步固化了低技能和低收入循环。

（2）二元就业体系。二战后发达国家就业系统的一个极大完善，是对工薪阶层就业机会的制度化保障，公司发展的稳定和劳动力素质的提高反过来强化了劳动者的就业能力，收入增长可预期性、工作稳定性进一步成为高收入岗位扩大的支撑。中国维持型就业系统的演

⁹关于福特主义的特征，请参见 Clarke, S, 1990, "The Crisis of Fordism and the Crisis of Capitalism", Telos, New York, 83, Spring, 71 – 98.

化，始终受制于这样一种制度分割，即小的有保障的就业群体与大的没有保障的就业群体的分割，并成为就业漂移和人力资本耗散的重要原因。①中国就业系统的路径依赖，源于计划经济时期的城乡分割和国有经济制度，总体上划分为农业部门和城市部门两大制度体系。1990年代以来城乡劳动力分割局面逐渐打破后，在这两大体系之外衍生出了农民工这一劳动力市场形式，他们连同城镇中的初级劳动力，共同构成推动中国大规模工业化的主力军，这部分劳动力时至今日依然构成了劳动力市场的主体。城市经济的国有部门、外资和民营总部、知识技术密集的信息、金融产业以及公共服务部门（科教文卫体等），成为吸纳高层次人力本的阵地，这些部门就业者具有稳定、清晰的职业生涯规划，是社会身份的标志。②作为漂移于低端产业链且就业不稳定的农民工和城镇初级劳动力，工业化时期的高增长一度为其创造了合意的就业机会，问题发生在工业化减速之后，当新创造的就业岗位不足——严格说来是符合收入预期的工作机会不足时，这些劳动力的就业问题就会被城市化进程展示为整个就业系统的内部冲突，由此，占劳动力绝大部分的这部分劳动者的制度化和社会化问题——即对发展的分享问题，自然就成为城市化发展问题的焦点与核心。

（3）就业系统路径依赖的核心环节，是对漂移就业群体组织与管理的制度缺失。把一个庞大的就业能力不足的劳动力群体，托付给自由竞争的劳动力市场，不仅不符合社会主义建设理念，而且长期中也不利于人力资本积累和城市化可持续发展。1970年代以后发达国家对就业制度的调整，以及经济社会政策对就业的大力支持，均与就业

安全性和工资收入增长的保障有关。把就业政策置于城市化的核心，也逐渐成为后工业化时期的一个重要特征。对于转型时期的中国经济而言，受到就业系统调整滞后的影响，在未来一个过渡时期里，将面临一个比较棘手的矛盾：即，由于劳动力乡城之间不对称流动的结束，新生代农民工和城市年轻移民已经不能回到原来的居住地，因此将会抑制劳动力流出区域的发展，更为重要的是，对于劳动力流入区域——典型如大城市而言，漂移的劳动力将导致人力资本升级缓慢，长期中又不利于大城市创新发展的突破。这就是就业系统制度化为什么重要的原因所在，通过教育和培训系统更新以及各类职业上升通道的建立，是实现突破的关键。

2. 维持型就业系统向分享型就业系统转化

发达国家和拉美经验的对比表明，后工业化时期可持续增长路径的阻断，源于就业系统升级路径的阻断。作为内生于发展模式之中的核心构件，就业系统的转换升级既要与劳动力要素的质量相联系，又要与分享制度的建立相联系，这一切都与劳动力市场的制度设计有关。与发达国家分享型就业系统针对效率/福利协调的机制不同，中国在城市化时期的就业系统建设，首先面临着原有维持型就业系统向分享型就业系统转换问题，即首先消除产生劳动力漂移的不利机制，根本上属于就业系统的探索性重建问题，为此，以下几个理论认识需要明晰：

(1) 适应城市化时期创新发展的人力资本体系建设。这个认识

涉及知识生产配置系统的升级问题，核心是教育和培训体系的建设健全问题。发展理论有一个认识，即居于国际分工外围的发展中国家，在利用国外成熟技术获得工业化比较优势的同时，必将丧失技术进步的内部动力。原因很简单，无论是直接引进国外技术还是利用外商投资，发展中国家都是居于产业链的低端位置，从事竞争性的产品生产而非从事竞争性的技术生产，最终结果是外围的发展中国家的国内教育基础被冲垮，变成中心发达国家的打工者。大规模工业化时期中国低价工业化竞争力的获得，主要依赖初级和中级教育程度劳动力供给，这点在前文已经做过分析。素质普遍低下的劳动力创造了高产出，但是代价在现阶段也开始显现，占据劳动力大部分比重的漂移者不仅成为了转型时期经济不稳定的因素，而且给打破低端就业锁定带来了新的困难。为此，就业系统的适应性问题的相应被提了出来，适应城市化创新发展的人力资本体系建设，实际上是在填补维持型就业系统的制度缺失。

(2) 知识中产群体的塑造。根本上消除漂移的一个参照是知识中产群体的培育，这是发达国家现代化之经验。维持型就业系统产生于二元经济现代化的进程中，就业漂移和低端就业不仅不利于收入稳定，长期中也将导致收入极化与就业不稳定的恶性循环，这是拉美城市化过程中陷入长期停滞的一个重要机制。发达国家分享型就业系统的设计，很大一部原因也是为了缓解工业化时期收入不公平所导致的购买力不足，与之相关的福利制度建设则巩固了就业系统与效率改进的协调，进而促进了更大的分享。其中，知识中产阶层的扩大再生产

既作为分享型就业系统的成果存在，反过来也通过就业能力的增强保证了就业系统的制度化再生产，这是城市化阶段比较典型的良性循环。广泛的共识是，不可持续的城市化源于知识中产阶级再生产能力的缺失，即缺少劳动力素质和劳动报酬不断上升的工作阶梯，当大部分劳动力被压在低端就业市场上时，经济活力将逐步消失，分享体系也难以构建。

(3) 维持型就业系统受到高强度积累和生产差异化的双重挤压，进而加剧漂移。中国工业化向城市化转型时期的这个问题，现阶段已经很突出了。撇开资本驱动对劳动技能的替代不谈，仅就高强度积累通过货币和金融系统对就业系统的冲击而言，中国转型时期的就业系统也在经历巨大冲击。典型如资本驱动模式已经脱离实体进入房地产市场，这种从经营产品到经营城市空间的变相积累，是以资产价格和债务循环的建立为代价的，其对维持型就业从两方面产生冲击：一是提高城市化租金、抑制实体部门的就业机会，二是降低居民储蓄、削弱人力资本积累潜力。不仅如此，维持型就业系统还要受到城市化生产差异化模式的制约，这主要是对大部分不能及时提升自身知识技能的低端劳动力个体来说的。不同于大规模高速增长时期各类就业机会的持续涌现，城市化以生产差异化来创造就业机会，自然地，对于那些不具有特定技能和知识的劳动力而言，只能在边缘化的传统服务业部门就业。

(4) 双元人力资本积累体系的前景及其制度性含义。为了缓解规模巨大的劳动力市场漂移，就业制度化建设的核心环节应该建立在

培训和教育双元协调发展的基础上。这里我们旨在澄清一个认识，就是无论普通教育还是技能培训，不能单单强调技能、知识的教育投入，还应该从系统性角度来理解。现阶段中国人力资本系统的当务之急，是探索完善技能培训体系，包括技能教育的质量如何提高？技能教育与实践如何衔接？技能教育接受者的职业生涯规划即晋升通道等。换言之，中国如果要完成从就业型生存模式到共享就业模式的转型，必须首先设计基于贡献和技能的发展共享方式。

（5）就业制度建设的重要性：现在的设计关系到未来。分享型就业系统的特征，在于强调就业的制度化和社会化，以此消除长期的就业漂移和劳动力市场分割。我们所强调的是，不同于一般的产品市场，劳动力市场本质上是一种群体互动的制度安排，如何尽可能把多数人纳入到一种就业安全制度框架而非抛向自由竞争的市场，是城市化最重要的制度安排。1990年代以来，中国在就业体系建设步伐加快，如社会保障全民覆盖的推动、促进劳动力市场统一和流动性建设、最低工资制与在职培训、消除劳动力市场歧视法律、中小企业就业扶持政策、退休劳动再就业支持政策等，这些举措对于系统构造分享型就业体系极为重要。未来十五年是中国实现高质量发展的关键时期，无论是产业优化还是消费升级，均与就业体系的制度化建设密切相关，有关探索切实关系到中国经济转型的成败。

最后，虑及中国工业化初始条件，原有维持型就业系统是特定历史条件下的产物，是促进积累与生存发展相互妥协的结果。问题在于，这种建立在生产标准化、产出最大化之上的就业制度，与城市化时期

差异化发展相悖，劳动力人力资本积累出现障碍，就业制度由大规模工业化时期维持型向城市化时期分享型转变是发展条件变化使然。但是，由于就业体系调整涉及到发展方式和经济社会政策的诸多方面，如何建设适合中国城市化条件的就业制度，则需要更加深入的探讨和实验。

中国人民大学国际货币研究所 (IMI)

二、主要经济数据¹⁰

表 2：经济数据一览

指标名称	类别	19-M ay	19-Ju n	19-Ju l	19-A gu	19-S ep	19-O ct	19-N ov	19-D ec	20-Ja n
CPI	同比	2.7	2.7	2.8	2.8	3.0	3.8	4.5	4.5	5.4
PPI	同比	0.6	0	-0.3	-0.8	-1.2	-1.6	-1.4	-0.5	0.1
制造业 PMI	同比	49.4	49.4	49.7	49.5	49.8	49.3	50.2	50.2	50.0
工业增加值	累计 增长	5.0	6.3	4.8	4.4	5.8	4.7	6.2	6.9	暂未 公布
规模以上 工业企业 利润总额	累计 同比	-2.3	-2.4	2.6	-2.0	-5.3	-2.9	-2.1	-3.3	暂未 公布
固定资产 投资完成 额	累计 同比	5.6	5.8	5.7	5.5	5.4	5.2	5.2	5.4	暂未 公布
社会消费 品零售总 额	同比	8.6	9.8	7.6	7.5	7.8	7.2	8.0	8.0	暂未 公布
进出口 总值	当期 值同 比	6.0	7.9	2.3	2.1	-0.7	-2.6	3.7	12.7	暂未 公布
M2	同比	8.5	8.5	8.1	8.2	8.4	8.4	8.2	8.7	8.4
社会融资 规模	存量 (百 亿元)	21106	21326	21413	21601	21904	21960	22128	25131	25636
金融机构 新增人民 币贷款	当月 值(亿 元)	11837	16636	10558	12089	16909	6613	13880	11382	33374

¹⁰撰写人：IMI 助理研究员孟源祯

免责声明

本文件由中国人民大学国际货币研究所(以下简称“IMI”)制作, 仅供派发予特定收件人, 不得作为业务招揽或相关商业活动之用。本文件的版权为IMI所有, 未经书面许可任何机构和个人不得以任何形式转发、翻版、复制、刊登、发表或引用。

本文件中的信息均来源于我们认为可靠的公开资料, 但 IMI 对这些信息的准确性及完整性不作任何保证。本文件中的信息、意见等均仅供收件人参考之用, 而不应视为出售要约、订购招揽或向浏览人士提出任何投资建议或服务。该等信息、意见并未考虑到获取任何人的具体投资目的、财务状况以及特定需求, 在任何时候均不构成对任何人的个人推荐。对依据或者使用本文件所造成的一切后果, IMI 及/或其关联人员均不承担任何法律责任。

《IMI 宏观经济月度分析报告》简介

《IMI 宏观研究月报》是中国人民大学国际货币研究所 (IMI) 推出的系列性月度分析报告。与现有宏观研究报告不同, 本报告更加侧重宏观分析的学术性。报告包括宏观分析、专题分析和数据汇览三大板块。其中, 宏观分析板块包括海外宏观经济金融形势研判、国内宏观经济金融形势分析、商业银行经营情况和金融市场分析等四个部分。专题分析是本报告的特色, 主要针对一些具有重大现实意义的经济金融问题进行深入的理论分析, 提高了本报告的学术内涵。本报告由 IMI 研究员倾力打造, 由各位资深学术委员倾情指导, 是 IMI 的主要学术产品之一。

编 号	名 称	作 者
IMI Report No.2001	IMI 宏观经济月度分析报告（第 33 期）	IMI
IMI Report No.1912	天府金融指数报告	IMI
IMI Report No.1911	IMI 宏观经济月度分析报告（第 31 期）	IMI
IMI Report No.1910	IMI 宏观经济月度分析报告（第 30 期）	IMI
IMI Report No.1909	IMI 宏观经济月度分析报告（第 28 期）	IMI
IMI Report No.1908	财政货币分析平衡精要（下）	王剑
IMI Report No.1907	财政货币分析平衡精要（上）	王剑
IMI Report No.1906	IMI 宏观经济月度分析报告（第 24 期）	IMI
IMI Report No.1905	IMI 宏观经济月度分析报告（第 23 期）	IMI
IMI Report No.1904	IMI 宏观经济月度分析报告（第 22 期）	IMI
IMI Report No.1903	IMI 宏观经济月度分析报告（第 21 期）	IMI
IMI Report No.1902	IMI 宏观经济月度分析报告（第 20 期）	王剑
IMI Report No.1820	信用融冰：2019 年银行业资产负债配置展望	刚健华、张劲帆、唐赫
IMI Report No.1819	2018 年第四季度宏观经济运行预测	IMI
IMI Report No.1818	IMI 宏观经济月度分析报告（第 19 期）	孙超、徐翔
IMI Report No.1817	政策“暖风”不断——中国大类资产观察	孙超、徐翔
IMI Report No.1816	“滞胀”或仅表象——中国大类资产观察	IMI
IMI Report No.1815	IMI 宏观经济月度分析报告（第 18 期）	刚健华、张劲帆、唐赫
IMI Report No.1814	2018 年第三季度宏观经济运行预测	IMI
IMI Report No.1813	IMI 宏观经济月度分析报告（第 16 期）	IMI
IMI Report No.1812	人民币国际化战略与未来展望	王彬
IMI Report No.1811	经济增长持续放缓，宏观政策有所调整	IMI
IMI Report No.1810	IMI 宏观经济月度分析报告（第 15 期）	IMI
IMI Report No.1809	2018 人民币国际化报告（中文发布稿）	IMI
IMI Report No.1808	IMI 宏观经济月度分析报告（第 14 期）	IMI
IMI Report No.1807	IMI 宏观经济月度分析报告（第 13 期）	刚健华、张劲帆、唐赫
IMI Report No.1806	2018 年第二季度宏观经济运行预测	IMI
IMI Report No.1805	IMI 宏观经济月度分析报告（第 12 期）	刚健华、张劲帆、唐赫
IMI Report No.1804	2018 年第一季度宏观经济运行预测	刚健华、张劲帆、唐赫



中国人民大学国际货币研究所
INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn