人力资本配置结构与金融部门扩张[[1]](#footnote-1)\*

张成思 刘贯春

摘要：本文从构建一个包含家庭、金融与实体的三部门动态均衡模型，阐释人力资本在金融部门与实业部门之间配置结构的内在逻辑，并重点阐释金融部门持续扩张的形成机制。理论分析表明，伴随物资资本积累，高技能劳动力配置到金融部门与实业部门的数量一致增加，而结构比例不存在固定变动模式。同时，尽管竞争强化效应促使金融部门服务价格下降，但是物质资本积累能够有效抵消该负向冲击，金融部门增加值规模上升。然而，创新能力增强能够改善实业部门的全要素生产率并提高全社会增加值，金融部门增加值占GDP的比重如何变化无法确定。进一步的经验证据及反事实分析表明，人力资本持续流入金融部门及金融业快速扩张来源于三种效应，依次为物质资本积累、金融服务价格高企及实业创新绩效低，且前两者占主导地位。本文表明，金融“发展不足”与金融业“发展过度”本质上密切相关，辩证看待二者关系有助于深入理解当前阶段中国金融体系的运行特征。

关键词：人力资本配置结构 金融部门扩张 金融化

一、引 言

自1978年改革开放至今，中国宏观经济发展路径由高速增长逐渐向高质量发展转换，宏观经济增速在2012年前后开始逐渐趋缓。从统计数据来看，中国真实GDP增长率在1978至2012年期间的大部分时期保持在8%以上，但此后十年期间表现出持续下降态势。与宏观经济增速走势类似，全社会固定资产投资（不含农户）的年均增速在2012年前高达20%，随后呈现骤降趋势并于2018年降至5.9%。与此形成鲜明对比的是，中国实业部门的投资策略趋于“金融化”，盈利模式不断转向金融资产投资而非固定资产投资（张成思、张步昙，2016）。这些现象暗示，金融体系支持实体经济发展的功能还有待于进一步增强。为推进经济结构调整并矫正要素配置扭曲，国家于2015年提出供给侧结构性改革，目标之一是通过加快金融体制改革以解除金融“抑制”状态，从而增强金融体系对实体经济的支撑能力。随后，中央决策层于2017年对金融服务实体经济、防控金融风险与深化金融改革等金融工作进行了重大部署，以期促进金融与实体经济的良性循环。2019年，中央政府工作报告再次强调缓解实体企业融资难和融资贵、以服务实体经济为导向对金融体系结构进行优化等工作方针。由此可见，强化金融服务实体经济能力是宏观政策取向的关注重点之一。

然而，关于中国金融体系究竟是“发展不足”还是“发展过度”，近年来引起社会各界人士的普遍关注与争论。一方面，中国金融体系中依旧存在诸多非市场因素，整体上处于“抑制”状态，导致金融体系无法满足实体经济的需要，具体表现为以下三个方面：（1）银行业在金融体系中占据主导地位。观察外源融资状况可知，虽然银行信贷占比呈现出下降趋势，但是大部分依旧来源于银行信贷而非股票市场，且该比例高达73%（刘贯春等，2017）。（2）五大国有银行在商业银行内部扮演着核心作用（林毅夫、孙希芳，2008）。即便是股份制银行、城市商业银行和农村商业银行等中小商业银行，本质上亦隶属于不同层级的政府部门。（3）金融资源的供给与需求存在结构性不平衡（林毅夫等，2009）。首先，民营企业和中小企业的生产率相对较高，但是两者普遍面临着融资难和融资贵的问题。尤其是，中国企业数量众多而且更新速度较快，缺乏资金支持。其次，尽管中国的资本市场规模列于世界第二，但是由于资本市场的制度限制较多，阿里巴巴、腾讯等优质企业通常选择去海外上市。然后，大型金融机构创新能力不足，提供的金融产品服务无法满足社会需求，体现出“大而不强”的特征。综上可知，中国的金融“发展不足”立足于信贷配置视角，内涵在于金融体系提供的信贷供给无法满足实体需求，可以用信贷规模占GDP的比重来表示。[[2]](#footnote-2)

另一方面，人力资本不断涌入金融部门，而且金融业增加值及其占GDP比重在2012年后呈现出“逆周期”特征，金融业“发展过度”主要体现于以下两个方面：[[3]](#footnote-3)（1）在1979-2018年间，金融业增加值由75.9亿元持续攀升至69100亿元，占GDP的比重由1.9%增至7.7%。从跨国对比来看，中国金融业增加值占比已经超出以美国和英国为代表的发达国家，与经济发展阶段不相符。（2）财经类院校及综合院校的财经类专业备受青睐，高考录取分数线和研究生报考人数屡创新高，甚至吸引了超过45%的高考状元（周黎安、梁淑淑，2016）。金融业本科学历员工占全国本科学历员工的比例在发达国家不超过6%，而该数值在中国2008年就已达到8.1%。由此可见，中国的金融业“发展过度”立足于行业发展视角，内涵在于金融部门占据了过多社会资源（包括人力资本、物质资本等），使得金融业较于其他部门扩张更快并与实体经济增长表现为负相关关系，可以用金融业增加值占GDP的比重来表示。

厘清中国金融“发展不足”与金融业“发展过度”的并存问题，不仅有助于客观认识中国金融体系的运行规律，而且关系到金融体制改革方向的顶层设计。进一步，在“银行主导型”的中国金融体系中，尽管过去一段时期经历了诸多市场化改革，但是政府仍然扮演着重要角色并时常利用行政手段进行干预，如五大国有商业银行、利率管制、强制金融机构兜底等。此时，一个自然而然的疑问是，政府干预及市场化改革如何影响金融部门扩张速度？同时，在中国人力资本存量依旧短缺的现阶段，优化人力资本配置结构是实现经济高质量发展的关键手段，十分有必要找出高学历人才偏向金融部门的制度性根源（政府干预还是市场化因素）。换言之，强化金融服务实体经济能力的关键在于，客观认识金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构及相对扩张速度。

有鉴于此，本文以金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构及金融部门扩张速度为研究对象，试图解释中国金融体系的三个客观现状：一是人力资本为何不断流向金融部门；二是金融部门为何较于实业部门具有更快的扩张速度；三是金融“发展不足”与金融业“发展过度”为何会同时存在。具体来讲，本文首先将高技能劳动力就业决策引入Gennaioli et al（2014, 2015）框架，构建一个包含家庭、金融与实体的三部门动态均衡模型，对金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构及金融部门扩张进行内在逻辑阐释，并搜集跨国数据对理论推断进行佐证。其次，本文简要梳理中国金融体系的改革历程并提供系列典型事实分析，初步呈现中国金融部门扩张的原因。接着，利用2008年经济普查数据库、地级市数据及2003-2016年省级数据实证检验中国金融部门扩张的形成逻辑，并基于“四万亿”计划这一准自然实验构建双重差分估计对因果关系进行识别。然后，以银行业竞争关系为例，本文对中国金融体制市场化改革的效果进行了初步评估。最后，以2000-2007年为基准参照组，对2008-2017年中国金融部门快速扩张的形成逻辑进行反事实测算，试图分离物资资本积累、金融服务价格和实体研发创新绩效的作用。

总体来看，本文主要贡献与创新之处在于以下三个方面：

第一，构建多部门动态均衡模型剖析人力资本流向金融部门及金融部门扩张的内在逻辑。既有关于金融部门扩张的原因考察大多局限于定性分析，包括资产管理规模、信用中介创新、信息技术发展、金融自由化及财富不均等（Greenwood & Scharfstein，2013；Philippon & Reshef，2013；Shakhnov，2014），但缺乏相应的理论框架来阐释其内在形成机制。同时，为数不多的文献对金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构进行了整体层面的描述性统计（Goldin & Katz，2008；Philippon & Reshef，2012），但缺乏深层次的原因探讨。与本文直接相关的一篇文献是Gennaioli et al（2014），该文章虽然能够为美国金融部门扩张提供一个理论解释，但是无法解释不同国家的差异化模式且未涉及人力资本配置结构。从物资资本积累视角出发，[[4]](#footnote-4)本文将高技能人才的就业决策过程引入Gennaioli et al（2014, 2015）框架，强调金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构及相对扩张速度不存在固定模式，并得到跨国数据的经验支持。

第二，利用宏微观数据实证检验中国金融部门快速扩张的原因。以往研究侧重于从多维度来考察金融发展的外在决定因素，包括法律起源体系（La Porta et al，1998；Allen et al，2005；卢峰、姚洋，2004）、对外开放（Do & Levchenko，2007；张成思等，2013）、利益集团（Rajan & Zingales，2003；张成思、朱越腾，2017）等。然而，金融部门与实体经济之间紧密关联、相互渗透，金融体系内生于经济发展过程之中（林毅夫等，2009）。同时，传统文献习惯采用银行信贷占GDP的比重来度量金融深化（Rajan & Zingales，2003；刘贯春等，2017），侧重于金融体系的信贷配置功能。基于金融内生和行业发展的双重视角，本文以金融业增加值占GDP的比重衡量金融部门扩张，将金融部门扩张归结为物质资本积累、金融服务价格居高不下和实体研发创新绩效低下三种效应。

第三，研究结论有助于辩证地看待中国金融“发展不足”与金融业“发展过度”的悖论。纵观国内研究发现，部分学者认为中国金融服务供给严重不足，金融“压抑”状态无法满足实业部门的融资需求（卢峰、姚洋，2004；罗伟、吕越，2015），另一支文献指出中国金融体系很可能已经过度发展，金融部门扩张显著抑制实体经济增长（李成、张琦，2015；张成思、张步昙，2016）。结合理论框架和实证结果，本文强调政府干预造成的非市场进入壁垒是金融“发展不足”的根本原因，引致的金融服务价格居高不下促使金融业增加值与GDP占比不断攀升，即金融业“发展过度”与金融“发展不足”密切相关。此外，实体生产活动的研发创新绩效不高导致经济增长速度下滑，这亦是金融业“发展过度”的驱动因素之一。

二、理论框架

为阐释人力资本配置结构与金融部门扩张的形成逻辑，本文将高技能人才的就业决策过程引入Gennaioli et al（2014, 2015）的理论框架，进而构建一个包含家庭、金融和实体的三部门动态均衡模型。图1呈现了理论框架的建模思想，具体表现为：家庭部门为实业部门直接提供低技能劳动力，将所获工资收入投资到金融部门提供的风险性金融资产，金融部门收取服务费用并将家庭财富配置到实业部门以提供物质资本，而实业部门将生产所得分配给劳动者和资本。同时，低技能劳动力需要支付教育成本才能成为高技能劳动力，随后成为金融部门的资产管理者或实业部门的研发创新人员。在均衡状态，高技能劳动力在金融部门与实业部门的市场工资相等，且等于教育成本与机会成本（低技能劳动力的工资）之和。

图1 理论框架的基本逻辑

（一）家庭部门

假定一个经济体由青年和老年两代人构成，同代人的所有个体是同质的。在年轻时期，每个人都有1单位时间禀赋，全部投入到企业生产活动并获得市场均衡工资。随后，收入被用于投资金融资产，所获投资收益全部用于老年消费且去世时无任何遗产。特别地，金融资产包含两大类：一是无风险金融资产，如现金、黄金等。尽管第一类金融资产不需要金融服务，但是通货膨胀导致资本收益率低于1，即。二是风险性金融资产，如储蓄、理财、基金、股票等。[[5]](#footnote-5)第二类金融资产需要雇佣专业资产管理者，支付服务费用的同时将获得社会平均收益率。同时，假定每个时期选取个年轻人成为金融部门的资产管理者，他们将募集的社会财富通过信贷功能配置到实体企业，并对单位资金收取服务费用。显然，年轻人投资风险性金融资产的净收益率为。令代表年轻人将工资收入给予资产管理者的比例，则老年时期的消费函数为：

(1)

当年轻人获得工资后，通过选择资产配置比例和资产管理者最大化老年时期的消费。假定年轻人的风险偏好函数满足均值-方差形式，则对应的优化问题为：

(2)

其中，代表年轻人对资产管理者的焦虑程度（信任程度的倒数，详细定义见后文）；为资本收益率的方差。不难看出，家庭效用函数不仅与资产管理者收取的服务费用有关，而且取决于其对资产管理者的焦虑程度。对式（2）关于求解偏导数可得，年轻人对资产管理者的风险性金融资产最优投资比例为：

(3)

容易看出，风险性金融资产的净收益率越大和风险越小，年轻人对资产管理者的焦虑程度越低，家庭将采取越激进的投资策略。

（二）金融部门

假定个资产管理者均匀分布在由所有年轻人构成的单位圆，则任意两者之间的距离为常数（）。同时，年轻人对资产管理者的信任程度不仅取决于金融素养，而且与两者之间的距离有关，具体表达式为：

(4)

其中，金融素养是指年轻人将工资收入交予资产管理者并最终实现老年消费最大化的必要知识、态度和行为的结合。不难得到，金融素养越高，年轻人与资产管理者的距离越小，用于投资风险性金融资产的工资收入比例越大。特别地，当且仅当时，年轻人才具有将工资收入交予资产管理者的意愿。否则，意味着年轻人金融素养过低或对资产管理者具有无穷焦虑，将选择持有现金进行自我资金管理，不再投资风险性金融资产。

令资产管理者的服务费用矩阵为，年轻人的风险性金融资产最优比例矩阵为，则资产管理者面临的利润函数为：

(5)

随后，给定所有资产管理者收取相同的服务费用，对称纳什博弈模型的均衡条件为：

(6)

由于两侧资产管理者的服务费用相同，年轻人将选择距离最近的唯一资产管理者，否则老年时期的消费函数不能实现最大化。[[6]](#footnote-6)

特别地，假定金融素养存在上限，年轻人仅能在相邻两侧的资产管理者之间进行资产配置，即。同时，与的相对大小使得位于任意两个相邻资产管理者中间位置的年轻人可能存在不同投资策略，从而导致不同资产管理者存在差异化竞争关系，具体表现为：当时，这部分年轻人对资产管理者的焦虑程度趋于无穷大，没有动机投资风险性金融资产；当时，这部分年轻人对资产管理者的信任程度较高，两侧资产管理者为争取这部分年轻人存在竞争关系。结合中国“银行主导型”金融体系的客观发展现状可知，截至2017年末，全国银行数量超过4000家且营业网点总数高达22.87万，银行业竞争态势不断加剧。基于此，本文设定。

进一步，考虑任意两个相邻的资产管理者和，假定内部年轻人将工资收入交予两者的最远距离分别为和，临界处年轻人的老年消费在不同资产管理者应无任何差异。结合式（2）可得：

(7)

将式（3）和式（4）带入式（7），求解可得：

(8)

当时，年轻人选择资产管理者，否则将选择资产管理者。

在单位圆的对称结构中，任意一个资产管理者与相邻两侧资产管理者进行资产管理竞争。当两侧管理者的服务费用均设定为时，资产管理者的利润函数为：

(9)

关于的一阶条件为：

(10)

整理可得：

(11)

其中，代表资产管理者之间的竞争程度，刻画的是每单位家庭财富的收益分成比例。不难看出，金融素养越高，金融部门的资产管理者数量越多（越小），社会平均收益率越小，服务费用越低。

在均衡状态，由于资产管理者是同质的且服务费用相等，每个资产管理者服务的年轻人数量一致，即。此时，将所有年轻人投资到不同资产管理者的风险性金融资产比例加总，可以得到全社会的风险性金融资产比例为：

(12)

不难发现，金融素养越高，资产管理者数量越多（越小），社会平均收益率越高及其波动率越小，风险性金融资产的投资比例越大。

（三）实业部门

假定低技能劳动力和物质资本是实体生产活动的基本投入要素，且高技能劳动力进入研发部门进行技术创新以提升全要素生产率，实业部门的生产函数为：[[7]](#footnote-7)

(13)

其中，和分别代表物质资本和低技能劳动力的产出弹性且；代表高技能劳动力的创新产出弹性且满足边际产出递减规律，即；代表满足独立同分布的干扰项，均值为1且方差为，用于刻画生产技术的风险特征，如市场需求调整、自然灾害等。在生产函数中，等式右侧第一项表示生产过程使用的物质资本存量，期末将返还给资产管理者，同样面临随机冲击；等式右侧第二项表示生产活动带来的增加值。

在完全竞争市场中，实业部门的要素配置过程分为两步。首先，给定上一期全要素生产率，在冲击实现之前通过选择劳动力数量和物质资本来最大化利润，对应的优化问题为：

(14)

整理式（14）关于和的一阶条件可得：

(15)

结合分布特征可知资本收益率的方差为：

(16)

其次，企业通过雇佣高技能劳动力来提升全要素生产率，并将扣除低技能劳动力工资份额和物质资本收益份额的剩余部分全部分配给高技能劳动力，求解可得高技能劳动力的工资方程为：

(17)

（四）市场均衡条件

为简化分析，本文有如下基本模型假定：（1）由于不考虑人口增长，将每代人数量标准化为1，故可以理解为人均资本存量；（2）年轻人最初均为低技能劳动力，需要支付一定教育（或培训）成本才能成为高技能劳动力；（3）金融部门的资产管理者必须为高技能劳动力；（4）高技能劳动力数量占年轻人总量的比例可以忽略不计，即教育成本非常高。基于这些设定可知，实体生产活动的低技能劳动力由每一代年轻人直接提供，高技能劳动力需要部分年轻人通过教育来提供，物质资本由年轻人购买的风险性金融资产间接转化而来，并有。

利用式（11）-（12）和式（15）-（16），不难得到资产管理的服务费用、风险性金融资产比例和物质资本的表达式为：

(18)

由于同质资产管理者均匀分布且服务费用相等，可得金融部门的员工工资为：

(19)

同时，高技能劳动力的市场均衡工资在实业部门与金融部门理应相等，且等于从事低技能劳动的机会成本与教育成本之和，则有：

(20)

综上可知，、、及四个方程构成整个经济系统的动态演化过程。

三、比较静态分析

在上述理论框架中，由于全要素生产率是内生增长的，物质资本存量随时间推移呈现快速增长。基于这一逻辑，本文重点分析物质资本积累如何影响高技能劳动力在金融部门与实业部门之间的配置结构，以及金融部门增加值的绝对规模与占全社会增加值的相对规模。

（一）人力资本配置结构的动态调整

整理式（20）的方程可得：

(21)

即，年轻人参与研发创新与生产过程的工资差距等于技能提升所需要的教育成本。特别地，对关于求解偏导数可得：

(22)

可见，是的单调递减函数。因此，当物质资本存量增加时，进入实业部门的研发创新人员数量上升。同时，结合式（20）的方程和方程可得：

(23)

容易看出，等式右侧是的单调递减函数。由于（）和均是关于资产管理者数量的单调递减函数，可知，物质资本存量增加导致进入金融部门的高技能劳动力数量上升。由此可见，伴随着物质资本存量增加，金融部门的资产管理者数量和实业部门的研发创新人员数量一致上升，更多年轻人由低技能劳动力转变为高技能劳动力。

随后，为考察高技能劳动力在金融部门与实业部门之间的配置结构，整理式（23）可得：

(24)

由于是的单调递减函数而是的单调递增函数，随物质资本积累的变动方向无法确定，净效应取决于全社会增加值分配到资产管理者与研发创新人员的相对大小，具体表现为物资资本积累如何影响资产管理者和研发创新人员的相对工资差异。如果家庭财富增加推动资产管理者获得相对更高的工资薪酬，将吸引更多高技能劳动力进入金融部门，竞争关系强化（下降）且资产管理者数量增加（下降）促使金融部门的员工工资下降，直至等于实业部门研发创新人员的工资。反之，更多高技能劳动力进入实业部门，边际创新产出递减规律使得研发创新人员的工资下降，直至与资产管理者的工资相等。特别地，结合式（20）可得，高技能劳动力的市场均衡工资随着物质资本积累而上升，具体原因表现为：一方面，对于实业部门的研发创新人员而言，边际产出是的增函数；另一方面，对于金融部门的资产管理者而言，尽管物资资本积累及竞争效应加剧导致服务费用下降，但是风险性金融资产比例上升与家庭财富增加使得资产管理规模上升，能够有效弥补服务费用下降和资产管理者数量增加带来的工资减少。

图2 人力资本配置结构的动态演化

以两个时期和为例，利用高技能劳动力在金融部门与实业部门的工资方程（用线性函数以简化问题分析），图2呈现了人力资本配置结构的动态演化趋势。其中，横坐标为实业部门的研发创新人员数量，纵坐标为金融部门的高技能劳动力数量。伴随着物质资本积累，高技能劳动力的工资有所上升，吸引更多年轻人通过教育或培训实现人力资本提升，并进入金融部门和实业部门，均衡状态由点转变为点。不过，左侧和右侧两个子图的区别之处在于：在左侧子图中，增加的高技能劳动力更多流向金融部门成为资产管理者，即，从而形成“人力资本偏向金融部门”的现象；在右侧子图中，增加的高技能劳动力更多流向实业部门成为研发创新人员，即，从而形成“人力资本偏向实业部门”的现象。

命题1：伴随着物质资本存量增加，尽管金融部门的资产管理者数量和实业部门的研发创新人员数量一致上升，但是高技能人才在金融部门与实业部门之间的配置比例不存在固定变动模式，调整方向取决于全社会增加值分配到两部门的薪酬差异。

（二）金融部门扩张的动态调整

结合式（18）的方程可知，资产管理者数量增加使得彼此之间的竞争效应强化（减小）。同时，资本收益率随物质资本积累而降低，即资本的边际收益递减规律。在两种同向力量的共同作用下，资产管理者的服务费用趋于下降，即。进一步，在服务费用和资产收益率一并下降的相反力量下，风险性金融资产比例将如何变化？结合式（18）的方程可知，风险性金融资产比例随着物质资本积累而上升，即。换言之，服务费用降低带来的正向作用完全抵消了资产收益率下降带来的负向作用，吸引（更多）年轻人将更多工资收入用于投资风险性金融资产。因此，伴随着物质资本存量增加，金融部门的服务费用下降，家庭部门投资的风险性金融资产比例上升。

特别地，容易得到金融部门总收入为且全社会增加值为，金融业增加值及其占全社会增加值的比重为：

(25)

由于和随物质资本积累一致增加，可知金融业增加值的绝对规模是的单调递增函数。显然，尽管物质资本积累通过强化竞争关系（下降）降低了资产管理者的服务费用，但是风险性金融资产投资比例及其规模增加，拓展了金融部门的服务范围，综合效应表现为促进作用。然而，金融业增加值占全社会增加值的比重与物质资本积累的关系不存在一致结论，具体表现为：当随增加时，金融部门相对规模呈现上升趋势；当随下降时，由于是的增函数，金融部门相对规模如何变化无法确定。一方面，由于物质资本的边际收益递减规律，伴随着物质资本积累，新增资本的边际收益较低，导致物质资本存量占全社会增加值的比重不断上升。此时，年轻人投资风险性金融资产的动机由资产增值转向资产保值，物质资本积累促使金融部门攫取实业部门生产利润的能力增强，全社会增加值更多流向金融部门。另一方面，更多低技能劳动力转变为实业部门的研发创新人员，全要素生产率改善推升全社会增加值，从而降低金融部门的相对规模。在上述两种相反力量的作用下，金融部门相对规模与物质资本积累的关系无法确定。

命题2：伴随着物质资本存量增加，金融部门增加值的绝对规模必然上升，但由于实业部门的全要素生产率得到提升，其占全社会增加值的相对规模如何变化无法确定。

（三）跨国证据

综上可知，伴随着物质资本积累，低技能劳动力不断转变为高技能劳动力，强化金融部门竞争关系并促进实业部门全要素生产率提升，但在两部门之间的配置结构无法确定。同时，金融业增加值的绝对规模快速扩张，但占全社会增加值的比例如何改变不存在明确调整方向。之所以存在差异化的人力资本配置结构及金融部门扩张速度，本文强调资产管理和研发创新的薪酬分配结构是关键解释，净效应取决为资产管理带来的物质资本积累效应（风险性金融资产比例上升）和研发创新带来的全要素生产率改善效应。当前者占据主导地位时，高技能劳动力不断流向金融部门，金融部门较于实业部门扩张更快；当后者占据主导地位时，高技能劳动力不断流向实业部门，实业部门较于金融部门更快扩张，但金融部门绝对规模依旧增加。

借鉴Philippon & Reshef（2012，2013）的做法，本文以本科学历作为高技能人才的划分界限，测算了人力资本在金融部门与实业部门之间的配置结构。观察图3可知，不同国家的金融业本科员工比例（增加值）均表现为明显增长，而金融业本科员工人数（增加值）占全国本科就业人数（GDP）的比重呈现差异化模式。这些结果充分说明，尽管金融部门的学历门槛（增加值）越来越高（大），但是本科员工人数（增加值）占全国（GDP）的比例并非必然上升。以英国和德国为例，两者的金融业本科员工比例在2002-2015年均快速上升，但金融业本科员工人数占全国的比重在德国基本不变而在英国表现为上升态势。同时，德国和英国的金融业增加值在1995-2015年一致增加，但金融业增加值占GDP的比重在德国有所下降而在英国快速增加。特别地，由于2008年金融危机使得家庭对金融部门的信任水平整体下降，家庭资产管理需求降低致使金融部门的人力资本配置减少及增加值增速放缓。

图3 金融部门的人力资本配置结构及增加值扩张

数据来源：EU KLEMS数据库，经作者整理得到。

（四）进一步讨论

**1. 创新产出弹性与金融素养的重要性**

由于无风险资产收益率、物质资本的产出弹性、高技能劳动力的创新产出弹性、生产率波动方差及金融资产丰裕程度是外生给定的，上述均衡分析侧重于考察一个经济体的内生演化，但难以解释不同经济体的金融体系差异。事实上，即便是对于物质资本存量相等的不同经济体，金融部门扩张模式依旧可能存在异质性。比如，给定法国和意大利在1995-2015年具有基本相当的物质资本存量（Feenstra et al，2015），尽管两者的金融业增加值近似相等，但是占GDP的相对规模及人力资本配置存在明显差异（见图3）。基于此，本文接下来重点讨论和如何影响模型均衡状态。此外，讨论这一问题还有助于理解人力资本配置结构及金融部门扩张的波动特征。

首先，由可得，是的减函数。换言之，伴随着家庭金融素养的提高，资产管理者之间的竞争关系增强（变小）。基于此，给定物质资本积累处于均衡状态，不难得到如下推断：第一，依据式（20）的方程和方程可知，进入实业部门的高技能人才数量不受任何影响，但是进入金融部门的高技能人才数量减少，高技能人才在金融部门与实业部门之间的配置比例下降。第二，结合式（18）和式（25）发现，金融服务价格下降而风险性金融资产投资比例上升，且后者对金融部门增加值的积极作用无法有效弥补前者的消极作用，金融业增加值的绝对规模下降，金融部门增加值占全社会增加值的比重亦是如此。

其次，当创新产出弹性上升时，意味着高技能劳动力进入实业部门的研发绩效更高，获得的工资薪酬增加。基于此，给定物质资本积累处于均衡状态，不难得到如下推断：第一，依据式（20）的方程和方程可知，进入实业部门的高技能人才数量增加，但是进入金融部门的高技能人才数量无任何变化，高技能人才在金融部门与实业部门之间的配置比例下降。第二，结合式（18）和式（25）发现，金融服务价格和风险性金融资产投资比例均不变，金融业增加值的绝对规模维持不变。然而，伴随着实业部门全要素生产率的快速上升，金融部门增加值占全社会增加值的相对规模下降。

**2. 金融“抑制”政策与人力资本短缺**

前文分析集中于要素完全自由流动框架下的理论推断，能够较好地刻画以美国为典型代表的市场经济体。然而，在现实世界，发展中国家通常会采用利率管制手段对金融体系进行政府干预，金融“抑制”政策广泛存在于经济发展进程之中。[[8]](#footnote-8)McKinnon（1973）和Shaw（1973）强调，人为压低名义存款利率会降低家庭的储蓄动机，名义贷款利率偏低使得银行倾向于投资低风险和低收益的项目，信贷供需不平衡导致资金配置效率低下。[[9]](#footnote-9)在本文框架中，利率管制政策体现于两个层次：一方面，低名义存款利率意味着较低，结合式（3）不难推断家庭将工资收入更多进行自我管理而非交予资产管理者，风险性金融资产配置比例不高，从而抑制物质资本积累、降低金融业增加值和全社会经济产出。[[10]](#footnote-10)另一方面，低名义贷款利率导致金融服务价格不高，有限的资产管理者数量（较小）导致金融部门竞争不足（较大），家庭财富无法有效转化为实体生产的物质资本积累（较小），金融部门扩张速度迟缓且经济增速不高。换言之，在金融“抑制”政策的大背景下，发展中国家普遍面临“金融部门发展滞后与经济增长落后”的恶性循环局面。[[11]](#footnote-11)

图4 人力资本配置结构与金融部门扩张的形成逻辑

同时，上述理论框架仅考虑技能提升的市场需求函数，低技能劳动力只要支付一定教育成本就能成为高技能劳动力。事实上，人力资本积累通常需要很长一段时期，且教育资源匮乏、家庭收入不足等导致高学历员工无法满足市场需求，高技能劳动力可能存在“短缺”现象，即和无法得到满足。此时，给定有限的人力资本存量，其配置结构对金融部门和实业部门的增长尤为重要。首先，人力资本偏向金融部门对经济增长存在两种作用，依次表现为物质资本积累效应和研发创新挤出效应，净效应取决于二者谁占据主导地位。具体来讲，更多资产管理者数量将加剧金融业竞争强度（变小），服务费用下降且风险性金融资产配置比例上升，更多家庭财富转化为实体生产的物质资本，促进经济增长。然而，研发创新人员不足导致实业部门的全要素生产率增速较小，抑制经济增长。其次，人力资本偏向实业部门对金融部门同样存在两种作用，依次表现为家庭财富增加效应和竞争弱化效应。具体而言，全要素生产率改善将提升低技能劳动力的工资收入，家庭财富增加促使金融部门的资产管理规模上升。同时，资产管理者数量不足引致竞争强度较低（变大），服务费用上升而风险性金融资产比例下降。可见，保障人力资本供给并优化人力资本配置结构是实现金融部门与实业部门协调发展的关键。

（五）待检验的研究假说

结合式（24）和式（25）可知，高技能劳动力在金融部门与实业部门之间的配置结构及金融部门扩张取决于三组参数：一是金融服务价格。数值越大，意味着资产管理者从每单位风险性金融资产中获得更高收益，从而吸引更多高技能劳动力进入金融部门（增加），高技能劳动力配置结构且金融业增加值与全社会增加值的比重一致上升。二是物资资本积累。数值越大，代表金融部门管理的家庭财富越多，由于高技能员工配置到实业部门所获收益仅是的函数，从而吸引更多高技能劳动力进入金融部门（增加），高技能劳动力配置结构且金融业增加值与全社会增加值的比重一致上升。三是实体研发创新绩效。数值越大，意味着高技能劳动力配置到实业部门能够带来全要素生产率改善更多，从而吸引更多高技能劳动力进入实业部门（增加），高技能劳动力配置结构且金融业增加值与全社会增加值的比重一致下降。换言之，金融部门与实业部门之间的高技能人才配置结构及金融部门扩张取决于三种效应，依次为物质资本积累、金融服务价格和实体研发创新绩效。进一步，依据式（22）和式（23）可知，伴随着资产管理规模增加，更多高技能劳动力成为金融部门的资产管理者和实业部门的研发创新人员。此时，竞争效应强化使得金融服务价格下降，实体研发创新绩效改善有助于提升全社会增加值，导致高技能劳动力配置结构且金融业增加值与全社会增加值的比重一致降低。

图4归纳了前述理论框架的核心逻辑。不难看出，物资资本积累对人力资本配置结构和金融部门扩张的影响呈现为三种效应：一是正向的直接效应；二是通过金融服务价格的负向间接效应；三是通过实体研发创新绩效的负向间接效应。特别地，物资资本积累对人力资本配置结构和金融部门扩张的综合影响无法确定，具体作用方向取决于正向效应与负向效应的相对重要性。当直接效应强于间接效应时，物资资本积累与人力资本配置结构和金融部门扩张存在正相关性，反之则表现为负相关性。不过，正向的直接效应表明，给定金融服务价格和实体研发创新绩效，物资资本积累有助于促进高技能劳动力流向金融部门和金融部门快速扩张。根据以上分析，本文提出如下待检验的研究假说：一旦控制住金融服务价格和实体研发创新绩效这两条作用渠道，物资资本积累对人力资本配置结构和金融部门扩张存在正向影响。

四、中国金融部门扩张的制度背景与典型事实

（一）中国金融体系的发展历程

从社会分工需要的资本裂变过程来看，货币（金融）资本是社会扩大再生产的必然产物，为剩余价值的创造和实现提供了必要信用条件。纵观世界各国发展史可知，金融发展与经济增长的正相关关系普遍存在，且不同金融部门和银行业内部的结构比例至关重要（Lin et al，2015；Jiang et al，2017；林毅夫、孙希芳，2008；张成思、刘贯春，2015；刘贯春等，2017）。然而，McKinnon（1973）和Shaw（1973）指出，经济欠发达国家的金融体系往往处于“抑制”状态，非市场因素导致信贷配置效率不高，导致经济增长速度缓慢。为充分发挥金融体系的资金配置功能，中国金融体系自新中国成立以来经历了漫长的曲折改革历程。

在建国初期，计划经济的管理体制模式要求中国人民银行兼具中央银行和商业银行的双重职能，各类金融机构按照苏联银行模式进行改革，形成“大一统”的银行体系。然而，尽管高度集中的银行体系有助于全局调控和政策执行，但是忽略市场资源配置功能在很大程度上抑制了社会生产力的快速提升，信贷资源配置效率低下限制了金融体系对经济发展的资金扶持作用。随后，伴随着1978年十一届三中全会明确将党和国家的工作重心转移到社会主义现代化建设，中国金融体制改革及现代金融体系建设正式开始。不同于过去的单一银行体制，中国人民银行专门行使中央银行职能，具体银行业务交由各类商业银行负责。特别地，上海证券交易所和深圳证券交易所分别于1990年底和1991年初成立，逐步形成多类型、多层次的中国金融体系。此后，以“自由化”“商业化”“国际化”为导向，中国金融体制改革向商业化和市场化不断转型，包括完善法制建设和出台强化竞争的政策文件。尤其是，银监会在2014年开放民营银行牌照，2015年首批试点有5家，2016年和2017年分别获批11家和1家。另外，中国自1993年启动利率市场化管制以来，历经长达22年的渐进式改革，于2015年10月实现彻底放开存款利率和贷款利率上下限的终极目标，利率市场化进程基本完成，利率管制政策导致的信贷配置扭曲得到明显改善。

图5 中国金融深化与结构调整的动态演化趋势

数据来源：《中国金融统计年鉴》，经作者整理。

为刻画中国金融体制改革的成就，图5汇总了1996-2016年不同金融部门及其混合比例的发展趋势。其中，贷款和股票市值依次为金融机构贷款余额和股票市场资本形成总额，两者占GDP的比重及二者比例用于描述金融体系的规模发展和结构特征，而股份制银行总资产与五大商业银行总资产的比例用于描述银行业结构。不难看出，无论是金融中介还是股票市场，两者占GDP的比重均呈现上升态势，但股票市场较于金融中介增长更快。与此同时，与五大国有商业银行相比，股份制银行的资产规模具有更高增长幅度。从金融机构贷款余额占其与股票市值之和的比例来看，由1996年86.5%降至2016年67.9%，且样本均值为73.3%。这些典型事实充分表明，中国金融体系改革在过去20年取得了实质性进展，规模深化和结构调整向自由化和市场化不断迈进。不过，尽管金融市场的相对重要性不断提高，银行业在中国金融体系依旧占据主导地位，且五大国有商业银行扮演着重要角色。事实上，股份制银行、城市商业银行及农村商业银行在本质上亦隶属于不同层级的政府部门，诸多非市场因素依旧存在。此外，出于规范金融机构和降低市场风险的考虑，民间资本进入正规金融市场仍然面临着审批和监管单位设定的诸多门槛。

（二）中国金融部门扩张的典型事实

自1978年改革开放以来，金融体制改革举措促使中国金融部门快速扩张，图6刻画了一系列典型事实。结合图6a容易看出，金融业增加值持续上升，且2006年后的扩张速度要远高于之前。不过，金融业增加值占GDP的比重在1990年前和2007年后两个时段持续增长，但在1990-2007年呈现出下滑态势。[[12]](#footnote-12)随后，分别以社会融资规模增量和金融机构各项存贷款作为家庭资产管理需求的度量指标，图6b显示金融部门的资产管理规模随经济发展不断积累。进一步，以1年整存整取的定期存款基准利率作为风险性金融资产的投资收益率，并以6个月至1年的基准贷款利率作为实业部门的物质资本收益率，图6c证实物质资本积累的边际报酬递减规律使得资本收益率不断下降。然而，图6d说明，作为银行业增加值的主要来源，存贷利差并未随着物质资本积累呈现出递减特征，而是在1995年前快速上升且在1999年后相当稳定，并占据实体利润率的60%。

基于前文理论分析可知，金融业增加值的绝对规模由家庭资产管理需求和金融服务价格共同决定，图6证实中国金融部门扩张符合理论推断。不过，金融服务价格并未随着物质资本积累而下降，与完全竞争市场的理论推断相悖，在一定程度上佐证中国金融体系依旧存在诸多非市场因素。事实上，中国金融体系隶属于“银行主导型”且国有银行扮演着主要角色，政府干预普遍存在于信贷资源配置过程之中。

图6 中国金融部门扩张的典型事实

数据来源：Wind数据库，经作者整理。

为更清楚地认识中国金融部门的行业特征，图7刻画了城镇单位金融业在岗职工的就业、工资及教育等。其中，横坐标A-S为两分位行业门类，标准为国民经济行业分类GB/T 4754-2017；行业平均受教育年限采用不同学历人次比重乘以相应的教育年限得到，[[13]](#footnote-13)而教育回报的度量方式为平均工资除以平均受教育年限。图7a显示，在1998-2016年这一段时期，金融业在岗职工的平均工资增长幅度整体上要快于地区平均工资，且从业人数占比存在相似变动趋势。以2008年为例，图7b~7d呈现了金融业与其他两分位行业的不同之处。容易看出，金融业在岗职工的平均工资仅次于IT行业，平均受教育年限仅次于教育行业和IT行业，且单位受教育年限的工资回报略低于IT行业。这些结果充分说明，正是由于高教育回报率，导致金融部门吸引了越来越多的高学历人才。不同于具有很强技术“溢出”效应的IT行业和教育行业，金融部门更多隶属于寻租部门，如果高教育回报是非市场因素带来的，高学历人才不断进入金融部门将损害实体经济增长，尤其是在人力资本依旧短缺的现阶段。

图7 中国金融业在岗职员的工资薪酬与教育回报

数据来源：《中国统计年鉴》和《2008年中国经济普查年鉴》，经作者整理得到。A-S依次代表“农、林、牧、渔”“采矿”“制造”“电力、燃气及水”“建筑”“交通运输、仓储和邮政”“信息传输、计算机服务和软件”“批发和零售”“住宿和餐饮”“金融”“房地产”“租赁和商务”“科学研究、技术服务和地质勘查”“水利、环境和公共设施”“居民服务和其他”“教育”“卫生、社会保障和社会福利”“文化、体育和娱乐”“公共管理和社会组织”等19个两分位行业。

图8 中国经济增长的源泉分解

数据来源：《中国统计年鉴》，经作者测算得到。

特别地，除了家庭资产管理需求和金融服务价格，金融业增加值占GDP的相对规模还取决于实业部门的全要素生产率，从而使得绝对规模与相对规模存在差异化模式。利用Solow增长分解框架，图8描述了1979-2016年中国经济的增长源泉，依次包括物质资本增长率、劳动增长率和全要素增长率（简称TFP）。[[14]](#footnote-14)一方面，物质资本增长率在经济增长进程中占据主导地位，这再次说明资本管理规模扩张是金融业增加值攀升的主要原因之一。同时，伴随着市场化改革进程的持续推进，农村的冗余劳动力不断迁移至城市部门，生产率市场配置效率改善带来的经济增长趋于减小。另一方面，TFP增长模式可以划分为三个阶段：一是1979-1990年，TFP水平值较小且增速较快（均值为0.025）；二是1991-2007年，TFP达到一定水平值且增速较快（均值为0.036）；三是2008-2016年，TFP水平值较高且增速较慢（均值为0.008）。综上可知，给定全要素生产率能够反映实体研发创新绩效，TFP水平值及其增速有助于解释金融业增加值与GDP占比的动态演化趋势。特别地，2006年后金融部门较于实业部门快速扩张的重要原因在于三重因素叠加，依次为研发创新效率不高、金融服务价格居高不下及物资资本积累。

五、中国金融部门扩张形成逻辑的实证检验

（一）计量模型

除了上述典型事实分析，本文接下来综合利用各类统计数据开展计量分析，对中国金融部门扩张的形成逻辑进行实证检验。为剖析物资资本积累的重要性，本文分别以金融部门扩张和人力资本配置结构为被解释变量，以资产管理规模和实体研发创新绩效为核心解释变量，构建如下基准回归模型：

(26)

其中，和分别代表省级（城市）和年份。为控制不同地区的异质性环境，本文选取五个特征变量，依次包括金融素养、产业结构、政府干预、外商直接投资和城镇化率。进一步，个体固定效应用于控制不随时间变化的地区固有特征，如地理位置、文化网络等；时间固定效应用于控制不随地区变化的时变宏观环境，如经济政策调整、来自其他国家的外部冲击等。同时，考虑到中国存贷款利差主要由中央银行执行的利率管制政策所约束，金融服务价格被时间固定效应所吸收。结合前文理论框架，本文有如下基本预期：显著为正且显著为负。

（二）指标选取与数据来源

借鉴既有文献的传统做法（Greenwood & Scharfstein，2013；Philippon & Reshef，2013；Gennaioli et al，2014），核心指标的度量方式依次为：（1）金融部门扩张，用金融业增加值占GDP的比重来表示；（2）人力资本配置结构，用金融业员工平均受教育年限与非金融业员工平均受教育年限之比来表示；[[15]](#footnote-15)（3）资产管理规模，用金融机构贷款余额占GDP的比重来表示；（4）实体研发创新绩效，用专利申请授权数的增长率来表示。同时，控制变量的度量方式分别为（Cecchetti & Kharroubi，2015；张成思和刘贯春，2015；刘贯春等，2017）：（1）金融素养，用地区人均受教育年限来表示；[[16]](#footnote-16)（2）产业结构；用第二产业增加值占GDP的比重来表示；（3）政府干预，用财政支出占GDP的比重来表示；（4）外商直接投资，用实际利用外商投资完成额占GDP的比重来表示，并以当年平均汇率进行折算；（5）城镇化率，用非农业人口占总人口的比重来表示。

在数据来源方面，本文绝大多数指标的原始数据来源于《中国统计年鉴》、《中国金融年鉴》及各省《统计年鉴》。然而，还存在部分指标无法从上述数据库直接获取，需要结合其他数据库进行指标构建。第一，地级市的人力资本配置结构和家庭金融素养。参照国家统计局《国民经济行业分类》标准，本文界定金融部门为银行业、保险业、证券业及其他金融业四个两位数行业，实业部门为除金融部门以外的其他行业。本文利用2008年中国经济普查数据库，整理得到地级市层面金融部门和实业部门的平均受教育年限，两者之比被用于刻画人力资本配置结构。具体而言，从业人员按学历情况可分为五大类，依次为初中及以下、高中、大专、大学本科、研究生及以上，并对五类学历分别赋值9年、12年、15年、16年和19年。同时，利用该数据库对所有从业人员的学历情况进行加权，得到各地级市的人均受教育年限以刻画家庭金融素养。[[17]](#footnote-17)第二，省级和地级市的实体研发创新绩效。本文从专利云网站（*Patentcloud*）手动搜集地区专利申请授权数，整理得到地级市和省级两个维度的专利授权增长率。需要特别说明的是，由于金融业增加值仅有省级层面的公开数据，本文将金融部门扩张的研究对象确立为31个省、直辖市及自治区，时期跨度为2003-2016年。不过，由于人力资本配置结构指标为2008年横截面数据，为尽可能保证有足够样本量，本文试图利用地级市数据对人力资本配置结构方程进行估计。

（三）实证分析

**1. 基准回归。**表1汇报了基准回归结果。其中，第1~3列基于2003-2016年省级面板数据对金融部门扩张方程进行估计，第4~6列基于2008年地级市横截面数据对人力资本配置结构方程进行估计。不难看出，无论是否纳入研发创新绩效和其他控制变量，资产管理规模在金融部门扩张方程和人力资本配置结构方程的回归系数均为正值，而且至少通过5%水平的显著性检验。这些结果充分表明，资产管理需求增加对金融部门扩张存在显著的正向直接效应，而且要强于其通过金融服务价格和实体研发创新带来的负向间接效应，从而促使高技能劳动力加速流向金融部门并推升金融业增加值占地区GDP的比重。观察图6b可知，社会融资规模增量在2003-2005年较为稳定，并在2006-2015年呈现出快速上升趋势，上述发现有助于解释中国金融部门扩张在2005年前后的差异化变动趋势。

进一步，研发创新绩效的回归系数在金融部门扩张方程显著为正，在人力资本配置结构方程为不显著的正值。这些结果在一定程度上说明，实体研发创新绩效未能抑制金融部门较于实业部门的相对扩张，反而具有显著的推动作用。对比图4和表1可以发现，中国金融部门扩张不完全符合完全竞争市场环境的理论推断，非市场因素存在于中国金融体系。观察图6c和图6d容易推断，除了持续增加的资产管理规模外，政府干预导致的“发展不足”使得金融服务价格居高不下，实业部门研发创新活动带来的全社会增加值被金融部门不断侵占。由此可见，金融业“发展过度”与金融“发展不足”密不可分而非独立存在，究其原因不仅在于实体研发创新绩效不高，还在于信贷资源的供需匹配程度过低。换言之，中国金融体系之所以存在金融“发展不足”与金融业“过度发展”并存的现象，归根结底是由于政府干预形成的金融“抑制”政策。

表1 基准回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 金融部门扩张方程 | | | 人力资本配置结构方程 | | |
| 方程(1) | 方程(2) | 方程(3) | 方程(4) | 方程(5) | 方程(6) |
| 资产管理规模 | 0.0096\*\*\* | 0.0100\*\*\* | 0.0104\*\*\* | 0.0430\*\*\* | 0.0442\*\*\* | 0.0440\*\* |
| (0.0013) | (0.0013) | (0.0015) | (0.0156) | (0.0159) | (0.0199) |
| 研发创新绩效 |  | 0.0032\* | 0.0039\*\* |  | 0.0013 | 0.0037 |
|  | (0.0019) | (0.0019) |  | (0.0077) | (0.0074) |
| 金融素养 |  |  | 0.0020 |  |  | -0.0725\*\*\* |
|  |  | (0.0021) |  |  | (0.0157) |
| 产业结构 |  |  | -0.0456\*\*\* |  |  | -0.1286\*\* |
|  |  | (0.0109) |  |  | (0.0601) |
| 政府干预 |  |  | 0.0341\*\* |  |  | -0.1214 |
|  |  | (0.0171) |  |  | (0.1511) |
| 外商直接投资 |  |  | -0.0082 |  |  | 0.3005 |
|  |  | (0.0434) |  |  | (0.2608) |
| 城镇化率 |  |  | 0.0201\*\* |  |  | 0.0272 |
|  |  | (0.0095) |  |  | (0.0353) |
| 常数项 | 0.0104\*\*\* | 0.0080\*\* | -0.0014 | 1.1299\*\*\* | 1.1229\*\*\* | 2.0757\*\*\* |
| (0.0037) | (0.0036) | (0.0182) | (0.0205) | (0.0220) | (0.1922) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 否 | 否 | 否 |
| 观测值 | 434 | 403 | 398 | 207 | 205 | 189 |
| 调整R2 | 0.8160 | 0.8241 | 0.8382 | 0.2852 | 0.2825 | 0.3751 |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

**2. 克服内生性问题。**与大多数实证文献一致，本文基准回归结果同样可能受到模型内生性问题的干扰。一方面，式（12）表明，金融部门的资产管理者数量决定了全社会的风险性金融资产投资比例，即物资资本积累与金融部门扩张存在双向因果关系。另一方面，计量模型（26）可能会遗漏同时影响资产管理规模与金融部门扩张的重要变量，从而使得两者关系在实证结果上表现为正相关关系，但并不代表因果关系。为克服潜在的模型内生性问题，本文试图采用双重差分方法和GMM估计方法对物质资本积累与金融部门扩张之间的关系进行重新检验。

首先，基于2008年11月开始实施的“四万亿”计划这一准自然实验，本文建立双重差分估计来识别因果关系。为应对2008年国际金融危机，中国政府于2008年11月推出了扩大内需和促进经济平稳增长的十项措施，主要包括基础设施建设和民生经济投资等。这一系列经济刺激计划持续至2010年底，大约涉及4万亿元新增投资。其中，中央政府承担1.18万亿，余下2.82万亿依赖于地方政府自行融资。伴随着“四万亿”计划的推行，各省金融部门的资产管理规模之所以外生增加，究其原因在于：第一，无论是资金来源于中央政府还是地方政府，最终都将转变为物质资本积累并促使当期或者未来时期的资产管理需求上升；第二，利用土地作为抵押物，地方政府的投资资金大部分直接来源于银行贷款，增加了金融部门的资产管理规模（Bai et al，2016）。特别地，资产管理规模的增加幅度在不同地区存在明显差异，更多体现于国有企业占比较高的省份（Deng et al，2015；Zheng et al，2018）。基于此，本文将2007年各省国有企业占比作为处理变量，构建双向固定效应模型：

(27)

其中，为政策冲击变量，2009年及之后年份为1，反之则为0。

遵照Huang et al（2017）的做法，本文结合2007年中国工业企业数据库，将国有企业定义为国有资本持股比例超出30%的企业。随后，加总得到各省的国有企业数量和所有企业数量，两者相除得到相应的国有企业占比。鉴于“四万亿”计划的持续期大约为3年，本文将样本时期跨度限定在2006-2011年，回归结果见表2第1-3列。同时，本文还采用2003-2016年全样本进行估计，回归结果见表2第4列。容易看出，无论采用何种形式的模型设定形式，交互项的回归系数均显著为正。这些结果充分表明，“四万亿”计划引致的物资资本积累显著促进了金融部门扩张。为进一步说明估计结果的经济显著性，以第3列估计结果为例，省级国有企业占比（标准差为0.0848）每提高1个单位的标准差，金融业增加值占GDP的比重将上升0.29%（0.0338\*0.0848），能够解释全样本均值4.79%的5.98%（0.29%/4.79%）。

表2 克服模型内生性问题

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 双重差分估计 | | | | 系统GMM | 差分GMM |
| 方程(1) | 方程(2) | 方程(3) | 方程(4) | 方程(5) | 方程(6) |
| 国企占比×“四万亿”计划 | 0.0376\*\*\* | 0.0379\*\*\* | 0.0338\*\*\* | 0.0331\*\*\* |  |  |
| (0.0107) | (0.0107) | (0.0110) | (0.0104) |  |  |
| 因变量滞后一期 |  |  |  |  | 0.6337\*\*\* | 0.7485\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.1108) | (0.0417) |
| 资产管理规模 |  |  |  |  | 0.0065\* | 0.0030\*\* |
|  |  |  |  | (0.0040) | (0.0012) |
| 研发创新绩效 |  | 0.0008 | 0.0014 | 0.0034\* | 0.0030\*\* | 0.0038\*\*\* |
|  | (0.0020) | (0.0020) | (0.0020) | (0.0014) | (0.0012) |
| 金融素养 |  |  | -0.0002 | -0.0000 | -0.0004 | -0.0005 |
|  |  | (0.0034) | (0.0021) | (0.0007) | (0.0014) |
| 产业结构 |  |  | -0.0269 | -0.0540\*\*\* | -0.0021 | -0.0106 |
|  |  | (0.0223) | (0.0117) | (0.0135) | (0.0094) |
| 政府干预 |  |  | 0.0261 | 0.0497\*\*\* | -0.0032 | 0.0283\*\* |
|  |  | (0.0229) | (0.0179) | (0.0267) | (0.0124) |
| 外商直接投资 |  |  | 0.2148\*\*\* | -0.0413 | 0.1604 | 0.0616\* |
|  |  | (0.0768) | (0.0456) | (0.2095) | (0.0364) |
| 城镇化率 |  |  | -0.0390 | 0.0200\*\* | 0.0108 | 0.0094 |
|  |  | (0.0471) | (0.0101) | (0.0123) | (0.0066) |
| 常数项 | 0.0323\*\*\* | 0.0320\*\*\* | 0.0545\* | 0.0437\*\* | -0.0045 |  |
| (0.0010) | (0.0012) | (0.0294) | (0.0178) | (0.0068) |  |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测值 | 186 | 186 | 186 | 398 | 398 | 367 |
| 调整R2 | 0.6324 | 0.6328 | 0.6576 | 0.8207 |  |  |
| AR(1)检验 |  |  |  |  | 0.001 | 0.000 |
| AR(2)检验 |  |  |  |  | 0.628 | 0.680 |
| Sargan检验 |  |  |  |  | 1.000 | 0.586 |

注：括号内为稳健标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平；GMM相关检验汇报的是p值。

图9 平行趋势与动态效应

进一步，平行趋势是应用双重差分方法的重要前提。依据2007年各省国有企业占比的中位数作为样本划分依据，本文将31个省份归类为两组。其中，实验组为国有企业占比高于中位数的省份，控制组为国有企业占比低于中位数的省份。图9a呈现了2006-2011年金融业增加值占GDP比重在两组省份的逐年简单算术均值。容易看出，在2008年之前，控制组和实验组的金融部门扩张具有相似的上升趋势。这一结果表明，如果没有2008年“四万亿”计划，实验组和控制组的金融部门扩张将继续保持平行趋势。同时，在2008年之后，实验组和控制组的金融部门扩张呈现出分化模式，而且实验组较于控制组增长更快，两组差距呈现扩大趋势。这一结果说明，一个省份的国有企业占比越高，2008年“四万亿”计划对其金融部门扩张的促进作用更强，究其原因在于资产管理规模增加更多。此外，本文以2008年作为基准年份并采用事件研究法对2008年“四万亿”计划的动态效应进行检验。图9b汇报了交互项的逐年估计系数及置信区间。不难发现，“四万亿”计划在2008年之前不存在显著异于零的作用，但在2008年之后存在持续的正向作用。这些结果再次证实了实验组和控制组满足平行趋势假设，并发现2009年是“四万亿”计划显著促进金融部门扩张的时间点，不存在预期效应。

其次，本文将因变量滞后一期引入计量模型（26）以构建动态方程，进而使用GMM估计方法来解决模型内生性问题。其中，将因变量滞后一期和资产管理规模视为内生变量，并采用滞后1-2期为工具变量，同时将其他变量视为外生变量。表2第5-6列依次汇报了系统GMM和差分GMM的回归结果。不难发现，无论采用何种形式的GMM估计方法，资产管理规模的回归系数均显著为正，与表1的区别仅在于系数大小。此外，误差项的自相关检验表明，不存在二阶自相关的假设。同时，过度识别约束的Hansen检验没有拒绝原假设，说明工具变量是有效的。

此外，本文还进行了一系列稳健性测试：（1）构造2003-2007年省级国有企业占比均值作为处理变量；（2）将国有资本和实收资本加总至省级层面，依次构造2007年省级国有持股比例及2003-2007年均值作为处理变量；（3）由于专利授权需要一段时期，采用滞后2期专利授权增长率作为实体研发创新绩效的代理变量；（4）考虑到数据质量，将西藏、新疆和东北三省从全样本中剔除。结果显示，无论采用何种方法，本文主要研究结论始终成立。[[18]](#footnote-18)

**3. 进一步讨论：银行业市场化改革的效应评估。**表1-2系统探讨了中国金融部门扩张的形成逻辑，并强调政府干预导致的金融业垄断市场势力是核心驱动因素之一。不过，中国在过去一段时期进行了一系列金融体系市场化改革，包括提升直接融资比例、利率市场化改革和银行业市场化改革等。[[19]](#footnote-19)那么，这些改革举措如何影响人力资本配置结构和金融部门扩张？考虑到中国金融体系依旧为“银行主导型”，本节试图从银行业竞争视角来回答这一问题。为考察银行业竞争对金融部门扩张的影响，在计量模型（26）的基础上，将核心解释变量替换为银行业竞争。为进一步探讨潜在作用机制，本文还分别以资产管理规模和人力资本配置结构作为被解释变量。

表3 银行业竞争、人力资本配置结构与金融部门扩张

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 资产管理规模方程 | | 人力资本配置结构方程 | | 金融部门扩张方程 | |
| 省级证据 | | 地级市证据 | | 省级证据 | |
| 银行业密度 | HHI指数 | 银行业密度 | HHI指数 | 银行业密度 | HHI指数 |
| 银行业竞争 | 0.1583☆ | -4.1372\*\*\* | 0.0035 | -0.0300 | 0.0117\*\*\* | -0.1147\*\*\* |
| (0.0999) | (0.8537) | (0.0083) | (0.0318) | (0.0029) | (0.0254) |
| 研发创新绩效 | -0.0580 | -0.0851 | 0.0016 | 0.0013 | 0.0033\* | 0.0033\* |
| (0.0679) | (0.0651) | (0.0075) | (0.0074) | (0.0020) | (0.0019) |
| 金融素养 | -0.2728\*\*\* | -0.2389\*\*\* | -0.0639\*\*\* | -0.0636\*\*\* | -0.0013 | -0.0003 |
| (0.0725) | (0.0708) | (0.0158) | (0.0155) | (0.0021) | (0.0021) |
| 产业结构 | -0.1252 | -0.5919 | -0.1770\*\*\* | -0.1678\*\*\* | -0.0430\*\*\* | -0.0605\*\*\* |
| (0.3893) | (0.3932) | (0.0601) | (0.0578) | (0.0114) | (0.0117) |
| 政府干预 | 2.4761\*\*\* | 2.4751\*\*\* | -0.1839 | -0.1576 | 0.0606\*\*\* | 0.0598\*\*\* |
| (0.5933) | (0.5819) | (0.1589) | (0.1542) | (0.0174) | (0.0173) |
| 外商直接投资 | -2.8054\* | -2.3478 | 0.3767 | 0.4241 | -0.0546 | -0.0298 |
| (1.5471) | (1.5086) | (0.2738) | (0.2573) | (0.0455) | (0.0449) |
| 城镇化率 | -0.5586\* | -0.5935\* | 0.0513 | 0.0643\*\* | 0.0132 | 0.0132 |
| (0.3363) | (0.3298) | (0.0375) | (0.0313) | (0.0099) | (0.0098) |
| 常数项 | 4.6503\*\*\* | 5.1604\*\*\* | 2.0160\*\*\* | 2.0186\*\*\* | 0.0480\*\*\* | 0.0641\*\*\* |
| (0.6051) | (0.6071) | (0.1970) | (0.1931) | (0.0178) | (0.0181) |
| 省份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 否 | 否 | 是 | 是 |
| 观测值 | 397 | 398 | 182 | 188 | 397 | 398 |
| 调整R2 | 0.7085 | 0.7222 | 0.3539 | 0.3568 | 0.8234 | 0.8257 |

注：括号内为稳健标准误；☆、\*、\*\*和\*\*\*分别代表15%、10%、5%和1%的显著性水平。

借鉴Benfratello et al（2008）和姜付秀等（2019）的思路，本文分别采用两个细分指标来衡量银行业竞争：一是每万人商业银行分支机构数，又称银行业密度。数值越大，银行业竞争程度越高。二是赫芬达尔（HHI）指数。数值越大，银行业竞争程度越低。在数据来源方面，由于缺乏关于商业银行分支机构的公开数据库，本文遵照方芳和蔡卫星（2016）的做法，从中国银监会网站手动搜集商业银行分支机构的金融许可证信息（包括设立时间和地点等），整理得到地级市和省级两个维度的商业银行分支机构总数，并利用地区总人口进行标准化。表3汇报了中国银行业市场化改革的评估效果。结果显示，在资产管理规模方程和金融部门扩张方程，银行业密度的回归系数显著为正而HHI指数的回归系数显著为负。同时，尽管银行业密度和HHI指数在人力资本配置结构方程的回归系数不显著，但是作用方向与金融部门扩张方程无差异。这些结果充分说明，每万人商业银行分支机构数越多，家庭财富管理的市场需求越高，配置到金融部门的高技能人才越多，金融业增加值占GDP的比重越大。可见，高技能劳动力不断流入并不能用于证实金融业“发展过度”，更多体现的是中国金融“发展不足”的客观事实。

六、反事实分析：中国金融部门扩张的源泉分解

前文的制度背景与实证结果一致表明，除了物资资本积累和实体研发创新绩效下滑外，政府干预亦是促使2008-2017年中国金融部门快速扩张的重要原因。那么，如果能够通过改革消除既有的非市场因素，那么金融业增加值占GDP的比重将会有多大幅度的下降？[[20]](#footnote-20)同时，与物资资本积累和实体研发创新绩效相比，政府干预形成的居高不下金融服务价格重要性如何？为回答上述两个问题，本部分以2000-2007年为基准参照组，利用反事实分析框架对2008-2017年中国金融部门扩张的驱动因素进行探讨。基于此，结合理论框架的式（25）和指标内涵，在不考虑劳动力要素的前提条件下，金融部门扩张的表达式可以简化为：

(28)

其中，和依次为全要素生产率和物质资本存量，分别利用Solow残差法和“永续盘存法”估算得到；为金融服务价格，度量指标为银行部门的基准存贷款利差。

本文设定物质资本存量的产出弹性为0.6，反事实分析过程如下：首先，为评估实体创新绩效不高的解释力，将2008-2017年全要素生产率依次设定为2000-2007年均值（3%），重新测算金融部门扩张速度，记为；其次，为评估金融服务价格居高不下的解释力，以2000-2007年物质资本收益率均值（24.2%）为基准，给定银行存贷利差维持不变（见图5），将2008-2017年金融服务价格指数设定为资本收益率指数，重新测算金融部门扩张速度，记为；然后，为评估物质资本积累的解释力，将2008-2017年物质资本存量依次设定为2000-2007年均值（18.15万亿元）为基准，重新测算金融部门扩张速度，记为。特别地，具体的计算公式依次为：

(29)

其中，代表真实金融部门扩张速度；是第年真实的全要素生产率增长速度；为物质资本的边际收益率，表达式为，其中为国内生产总值。

随后，容易得到实体研发创新绩效、金融服务价格及物质资本积累的解释力为：

(30)

同时，剩余部分由其他因素所解释，依次包括：一是实体研发创新绩效、金融服务价格及物质资本积累之间并非独立存在，而是相互关联。例如，实体全要素生产率提高导致家庭部门的资产管理需求增加，加速物质资本积累并降低金融服务价格。二是基准参照组的金融部门扩张速度。如果能够消除所有差异，2008-2017年与2000-2007年的金融部门扩张速度应保持一致。三是其他可能影响金融部门扩张速度的因素。比如，家庭金融素养不断提高，而且伴随着金融体系的多元化发展，服务质量和复杂度在上升。

图10呈现了基于反事实分析的中国金融部门扩张源泉分解结果。从图10a不难看出，实体研发创新绩效较低、金融服务价格居高不下及物质资本积累分别能够解释2008-2017年中国金融部门扩张速度的10%、24.5%和35%。显然，在金融业增加值与GDP占比由2000-2007年的4.6%增至2008-2017年的7.0%时，物质资本积累是首要驱动因素，依次为金融服务价格和实体研发创新绩效。进一步，在2008年国际金融危机爆发时，中央政府实行的“四万亿”计划导致物质资本加速积累，且对全要素生产率造成了明显的负面影响（见图8）。

图10 中国金融部门扩张的源泉分解

为尽可能消除2008年金融危机及随之而来的政府干预强化等因素，本文还以2008-2011年为基准参照组，对2012-2017年中国金融部门扩张速度进行反事实估计。图10b的分解结果发现，实体研发创新绩效较低、金融服务价格居高不下及物质资本积累分别能够解释4.2%、20.2%和21.2%。可见，在金融业增加值与GDP占比由2008-2011年的6.1%上升至2012-2017年的7.5%时，金融服务价格和物质资本积累是重要驱动因素，而实体研发创新绩效的解释力较为有限。

综上可知，2008-2017年中国金融部门快速扩张及不断吸引高学历人才的驱动因素包括三种，依次表现为实体研发创新绩效低下、物资资本积累和金融服务价格居高不下，且后两者占据主导地位。同时，由于物质资本积累是内生形成的，而政府干预是现阶段金融服务价格居高不下的重要原因，如何消除非市场因素至关重要。事实上，利率市场化进程的推进正是中国金融体系市场化改革的重要举措，在一定程度上有助于降低金融部门扩张速度并强化金融服务实体经济的能力。不过，在金融发展严重不足的客观背景下，需要更大力度的市场化改革方案，否则市场竞争不足及信贷资源短缺依旧会使得金融部门不断侵蚀实体经济的利润。需要特别说明的是，由于本部分并未将三种因素的净效应完全分离出来，忽略了三者之间的联动特征，反事实结果比较粗糙。不过，在利率管制广泛存在的中国大背景下，金融服务价格相对外生，本文对其解释能力的测算相对准确。另外，鉴于独立效应之和已经能够解释整体趋势的50%以上，图10具有一定参考价值。

七、研究结论

近年来，人力资本不断流向金融部门且金融业增加值占GDP的比重不断攀升，中国金融体系到底是“发展不足”还是“发展过度”引发社会各界人士的广泛争论。客观认识金融部门与实业部门之间的人力资本配置结构以及金融部门扩张的形成逻辑，不仅关系到国家金融体制改革的重大战略规划问题，而且有助于塑造金融服务实体经济的能力。为回答这一问题，本文首先构建了一个包含家庭、金融和实体的三部门动态均衡模型，对人力资本配置结构及金融部门扩张的深层次形成机制进行了系统考察。特别地，针对中国这一特定对象，本文综合利用宏微观数据开展了系列实证检验。

在理论框架中，家庭成员最初为低技能劳动力，需要经过教育才能成为高技能劳动力并面临两种职业选择，依次为金融部门的资产管理者和实业部门的研发创新人员。在模型均衡状态，高技能劳动力的工资薪酬在不同部门之间理应相等，随之而来的人力资本配置结构及金融部门扩张内生决定。比较静态分析表明，伴随着物资资本积累，高技能劳动力的市场均衡工资将上升，并吸引更多低技能劳动力转化为高技能劳动力。同时，金融部门和实业部门的高技能劳动力数量一致增加，但配置结构不存在固定变动模式，具体调整方向取决于物资资本积累如何影响两部门的薪酬分配结构差异，即实体创新绩效与金融服务范围扩大的相对程度。进一步，资产管理者数量增多会加剧彼此之间的竞争关系，降低金融服务价格并提升家庭资产管理需求，且后者能够有效抵消前者对金融业增加值的负向冲击。然而，由于研发创新活动能够改善实体全要素生产率，无法确定金融业增加值占GDP的相对比重如何改变。此外，来自跨国数据的经验证据支持了上述理论推断。

在理论分析基础上，以金融业增加值占GDP的比重测度金融部门扩张，以金融业员工平均受教育年限与非金融业员工平均受教育年限之比刻画人力资本配置结构，基于中国数据的计量结果及反事实估计有如下三点重要发现：第一，伴随着物资资本积累，高技能劳动力加速流向金融部门的同时，金融部门较于实业部门扩张更快。同时，实体研发创新绩效不仅未能抑制金融部门扩张，反而具有显著的推动作用。第二，伴随着商业银行分支机构市场准入放松，银行业竞争显著增加金融部门的资产管理规模、人力资本配置及相对扩张速度。第三，以2000-2007年为基准参照组，反事实测算结果显示，物资资本积累、金融服务价格居高不下及实体研发创新绩效下滑依次能够解释2008-2017年中国金融部门扩张速度的35%、24.5%和10%。基于此，本文认为中国金融部门扩张来源于三种效应，分别为物质资本积累、金融服务价格居高不下及实体创新绩效低下。考虑到物质资本积累是内生形成的，政府管制导致的金融“发展不足”是金融部门不断侵蚀实体利润的根本原因。

结合理论框架、典型事实和实证结果可知，中国金融体系依旧存在诸多非市场因素，从而造成金融“发展不足”与金融业“发展过度”并存的局面。换言之，高学历人才流向金融部门及金融业增加值占比攀升的根源不在于金融业“发展过度”，而是金融“发展不足”在金融“抑制”状态下的另一种体现。据此，本文提出如下政策建议：第一，需要辩证地看待金融“发展不足”与金融业“发展过度”之悖论，两者在本质上密切相关而非独立发生，政府干预导致的非市场进入壁垒有助于解释这一现象。第二，在持续推进金融体制市场化改革的进程中，尤其需要重点关注金融服务价格的定价机制，继续深化利率市场化改革以使市场供求关系成为利率的真正决定主体。第三，考虑到中国人力资本存量处于世界较低水平，为缓解实业部门面临的研发创新人员短缺困境，完善高技能劳动力在金融部门与实业部门之间的薪酬分配结构至关重要。第四，加快推进金融体系供给侧结构性改革，优化金融服务结构并创新金融产品以匹配实体经济结构转型的需要，从而强化金融服务实体研发创新活动的能力。此外，在深化金融体制市场化改革的进程中，需要预先构建配套的风险管理体系和监管制度，以尽可能防范和控制金融风险。

参考文献

方芳 蔡卫星，2016：《银行业竞争与企业成长：来自工业企业的经验证据》，《管理世界》第7期。

李成 张琦，2015：《金融发展对经济增长边际效应递减内在机理研究——基于“两部门划分法”的理论框架》，《经济科学》第5期。

姜付秀 蔡文婧 蔡欣妮 李行天，2019：《银行竞争的微观效应：来自融资约束的经验证据》，《.经济研究》第6期。

林毅夫 孙希芳，2008：《银行业结构与经济增长》，《经济增长》第9期。

林毅夫 孙希芳 姜烨，2009：《经济发展中的最优金融结构理论探讨》，《经济研究》第8期。

刘贯春 张军 丰超，2017：《金融体制改革与经济效率提升——来自省级面板数据的经验分析》，《管理世界》第6期。

卢峰 姚洋，2004：《金融压抑下的法治、金融发展与经济增长》，《中国社会科学》第1期。

罗伟 吕越，2015：《金融市场分割、信贷失衡与中国制造业出口——基于效率和融资能力双重异质性视角的研究》，《经济研究》第10期。

吴卫星 吴锟 王琎，2018：《金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析》，《经济研究》第1期。

尹志超 宋全云 吴雨，2014：《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》第4期。

张成思 刘贯春，2015：《经济增长进程中金融结构的边际效应演化分析》，《经济研究》第12期。

张成思 张步昙，2016：《中国实业投资率下降之谜：经济金融化视角》，《经济研究》第12期。

张成思 朱越腾，2017：《对外开放、金融发展与利益集团困局》，《世界经济》第4期。

张成思 朱越腾 芦哲，2013：《对外开放对金融发展的抑制效应之谜》，《金融研究》第6期。

周黎安 梁淑淑，2016：《中国大学的“高分诅咒”现象》，经济学漫谈。

Allen, F. et al(2005), “Law, finance, and economic growth in China”, *Journal of Financial Economics* 77(1):57-116.

Bai, C.E. et al (2016), “The long shadow of China’s fiscal expansion”, *Brookings Papers on Economic Activity* (2):129-165.

Benfratello, L. et al(2008), “Banks and innovation: Microeconometric evidence on Italian firms”, *Journal of Financial Economics* 90(2):197-217.

Cecchetti, S.G. & E.Kharroubi (2015), “Why does financial sector growth crowd out real economic growth?”, BIS Working Paper, No.490.

Deng, Y. et al(2015), “China’s pseudo-monetary policy”, *Review of Finance* 19(1):55-93.

Do, Q.T. & A.A.Levchenko(2007), “Comparative advantage, demand for external finance and financial development”, *Journal of Financial Economics* 86(3):796-834.

Feenstra, R.C. et al(2015), “The next generation of the Penn World Table”, *American Economic Review* 105(10):3150-3182.

Gennaioli, N. et al(2014), “Finance and the preservation of wealth”, *Quarterly Journal of Economics* 129(3):1221-1254.

Gennaioli, N. et al (2015), “Money doctors”, *Journal of Finance* 70(1): 91-114.

Goldin, C. & L.F.Katz(2008), “Transitions: Career and family life cycles of the educated elite”, *American Economic Review* 98(2): 263-269.

Greenwood, R. & D.Scharfstein (2013), “The growth of finance”, *Journal of Economic Perspectives* 27(2):3-28.

Huang, Z. et al(2017), “Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China”, *American Economic Review* 107(8):2455-2478.

Jiang, F. et al(2017), “Bank competition and leverage adjustments”, *Financial Management* 46(4):995-1022.

La Porta, R. et al (1998), “Law and finance”, *Journal of Political Economy* 106(6):1113-1155.

Lin, J.Y. et al(2015), “Banking Structure and Industrial Growth: Evidence from China”, *Journal of Banking and Finance* 58(C): 131-143.

McKinnon, R.I.(1973), *Money and Capital in Economic Development*, Washington, D.C.: The Brookings Institution.

Philippon, T. & A.Reshef(2012), “Wages and human capital in the U.S. finance industry: 1909-2006”, *Quarterly Journal of Economics* 127(4):1551-1609.

Philippon, T. & A.Reshef(2013), “An international look at the growth of modern finance”, *Journal of Economic Perspectives* 27(2): 73-96.

Rajan, R.G. & L.Zingales(2003), “The great reversals: The politics of financial development in the twentieth century”, *Journal of Financial Economics* 69(1):5-50.

Shakhnov, K.(2014), “The allocation of talent: Finance versus entrepreneurship”, EUI Working Paper ECO 2014/13.

Shaw, E.S.(1973), *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford University Press.

Zheng, G. et al(2018), “Monetary stimulation, bank relationship and innovation: Evidence from China”, *Journal of Banking and Finance* 89:237-248.

**Human Capital Allocation Structure and the Expansion of Financial Sectors**

ZHANG Chengsi1 LIU Guanchun2

(1. Remin University of China, Beijing, China; 2. Sun Yat-sen University, Guangzhou, China)

**Abstract:** This paper proposes a three-sector dynamic equilibrium model to investigate the internal formation of human capital allocation structure between financial and real sectors as well as the expansion of financial sectors. Theoretical analysis shows that more high-skilled labors flow to financial and real sectors along with physical capital accumulation, but the allocation structure does not manifest a fixed pattern. Further, although the fee of financial services declines with stronger competition, increasing assets management demand effectively offsets the negative effect, leading to that financial sectors’ value added in increases. However, because R&D activities can improve real sector’s productivity and bring about more output, the trend of the proportion of financial sectors’ value added relative to GDP is ambiguous. Finally, some empirical evidence from China suggest that, the inflow of high-skilled workers to financial sectors and the expansion of financial sectors are determined by three factors, namely, increasing physical capital, higher fee of financial services and lower performance of R&D activities. Our findings reveal that financial underdevelopment and the excessive development of financial sectors in China are closely related, which is conducive to clarifying the features of its financial system at the current stage.

**Keywords:** Human Capital Allocation Structure; Financial Sectors’ Expansion; Financialization

1. \* 张成思，中国人民大学财政金融学院、中国财政金融政策研究中心，邮政编码：100872，电子邮箱：[zhangcs@ruc.edu.cn](mailto:zhangcs@ruc.edu.cn)；刘贯春（通讯作者），中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子邮箱：[liuguanchun1@126.com](mailto:liuguanchun1@126.com)。基金项目：国家自然科学基金青年项目（72003116）和广东省自然科学基金面上项目（2022A1515010204）。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 从不同金融部门的相对重要性这一维度出发，还可以采用直接融资占比来表示。考虑中国金融体系隶属于“银行主导型”，信贷规模及其占GDP的比重能够较好地刻画银行部门的信贷配置功能。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 金融业增加值及其占GDP比重的数据来源为Wind数据库，中国的金融业本科员工比例由2008年中国经济普查数据库测算得到，而其他国家的数据来源于EU KLEMS数据库。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 就本文而言，由于实体部门的物质资本全部来自于家庭部门的风险性金融资产投资，“资产管理规模”和“物质资本积累”等同使用。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 为简化问题，本文将银行储蓄、国债等视为风险性金融资产。虽然这类金融资产几乎不存在风险且收益率很低（通常要低于通货膨胀率），但是家庭需要通过金融部门购买，随后转化为信贷资金进入实体企业。本质上，它们是风险性金融资产的一类特殊形式，金融部门完全承担资本收益风险而储蓄者仅获得无风险利率。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 本文仅存在一类风险性金融资产，年轻人不具有雇佣多个资产管理者进行风险分散的动机，而是选择信任程度最高（距离最近）的相邻资产管理者。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 当设定时，本文理论框架等同于Gennaioli et al（2014）。此时，由于实体部门的研发创新活动无法带来增加值提升，高技能劳动力仅存在于金融部门，且金融服务价格、风险性金融资产比例、物质资本存量和金融业从业人数、金融业增加值及其占GDP的比重在模型均衡状态为常数。不过，在达到稳态之前，物质资本积累促使金融业从业人数、金融业增加值及其占GDP的比重不断上升。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 除了金融“抑制”政策，政府还在金融部门与实体部门之间起到了协调和引导作用，如规避资金空转和系统性风险等。同时，中央政府采用的财政政策和货币政策会通过物资资本积累影响金融部门扩张。本文之所以未纳入政府部门，主要原因包括：一是政府部门对金融部门扩张的作用十分多元化；二是研究重点为物资资本积累扮演的重要角色。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 观察近10年来不断涌现的低利率和负利率，可以得到如下重要信息：（1）低利率和负利率普遍发生在2008年金融危机后且集中于发达国家，如日本、瑞典、丹麦等；（2）实施低利率和负利率的现实背景存在很大差异，主要可以归类为经济持续低迷、本币升值压力加剧和市场悲观预期；（3）低利率和负利率存在于不同层面，涵盖政策利率、存贷款利率和债券收益率。尽管以发达经济体为典型代表的低利率和负利率现象并非是利率管制和金融干预的结果，但是如果这一现象是市场化正常运行的结果，本文框架能够较好地进行刻画，具体表现为风险性内金融资产收益率小于1，即。不过，由于本文未区分央行和商业银行，央行对商业银行缴存的部分资金征收负利率无法在既有理论框架进行刻画。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 为刻画低名义存款利率，可以直接在风险性金融资产的净收益率函数中引入一个参数，以此来衡量存款利率市场的扭曲程度。此时，金融服务价格和全社会风险性金融资产比例的函数形式在式（11）和式（12）的基础上需要乘以。显然，压低名义存款利率会导致金融服务价格和物质资本积累速度的同时下降，从而导致“金融部门发展滞后与经济增长落后”的恶性循环局面。可见，政府干预导致的低名义利率是通过物质资本积累影响金融发展和经济增长，与本文的核心逻辑保持一致。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 无论是利率管制政策还是其他管制政策，存在的根本原因在于政府部门能够在很大程度上控制金融体系的运行。鉴于本文的核心关注点为物质资本积累如何影响人力资本配置结构和金融部门扩张，如何细致刻画政府行为并将其引入理论框架是未来时期的重点研究问题。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 既有数据库未能提供细分金融行业的增加值，导致无法通过对比分析很好地刻画金融部门扩张的具体来源。不过，2018年《中国统计年鉴》显示，2017年金融机构贷款余额、股票市价总值和保费收入依次为120.1万亿元、56.7万亿元和3.7万亿元，即银行部门在中国金融体系中占据主导地位。据此可以推断，中国金融部门扩张的主要来源应为银行业。 [↑](#footnote-ref-12)
13. 具体来看，从业人员按学历情况可分为五大类，依次为初中及以下、高中、大专、大学本科、研究生及以上，本文对五类学历分别赋值 9年、12年、15年、16年和19年。 [↑](#footnote-ref-13)
14. 以1978年为基期，物质资本存量的估算采用“永续盘存法”，并将物质资本和劳动力的产出弹性分别设定为0.6和0.4。 [↑](#footnote-ref-14)
15. 本文还利用2008年中国经济普查数据库，整理得到地级市及省级两个维度的金融部门与实体部门本科员工比例。在此基础上，从《中国城市统计年鉴》和各省《统计年鉴》获取金融业从业人员数及剔除金融业的非农产业从业人数，乘以相应的本科员工比例估算出金融部门和实体部门的本科员工总数，两者之比被用于刻画人力资本配置结构。 [↑](#footnote-ref-15)
16. 尽管部分文献采用微观调查数据库来度量家庭或个人的金融素养（尹志超等，2014；吴卫星等，2018），但是他们采用的是截面数据，且无法有效构建地级市层面的度量指标。即便是能够估算省级层面的家庭金融素养，样本量亦十分有限。基于此，考虑到教育程度与金融素养存在正相关关系，本文采用人均受教育年限作为家庭金融素养的代理变量。 [↑](#footnote-ref-16)
17. 关于省级层面家庭金融素养，原始数据来源于各省历年《统计年鉴》。 [↑](#footnote-ref-17)
18. 考虑到稳健性测试需要占据大量篇幅，在此并未汇报，如有需要可向作者索取。 [↑](#footnote-ref-18)
19. 另外，为强化金融服务实体经济的能力，中央政府在近些年实施了一系列改革举措以防止金融快速扩张和防范金融风险，包括“金融去杠杆”、对高风险机构实行“名单制”管理等。令人遗憾的是，数据可得性使得现阶段无法针对金融监管的某一项特定改革政策进行评估。不过，观察图6a可知，中国金融业占GDP比重在2016年前后呈现出差异化的变动趋势，2006-2015年和2016-2018年两个时间段依次表现为上升和下降态势，这一典型事实在一定程度上可以说明“金融去杠杆”引致的金融监管加强有助于抑制中国金融部门扩张。 [↑](#footnote-ref-19)
20. 之所以未对人力资本在金融部门与实体部门之间的配置结构进行反事实分析，原因在于仅能获得2008年人力资本配置结构，导致无法确定基准参照组。 [↑](#footnote-ref-20)