

分类号 _____
U D C _____

密级 _____
编号 10741



硕士学位论文

论文题目 数字经济、劳动力流动与区域收敛

研究生姓名: 侯路平

指导教师姓名、职称: 王必达、教授

学科、专业名称: 应用经济学 区域经济学

研究方向: 欠发达地区经济开发

提交日期: 2023年5月30日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 侯路平 签字日期： 2023年5月30日

导师签名： 王必达 签字日期： 2023年5月30日

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定， 同意（选择“同意” / “不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名： 侯路平 签字日期： 2023年5月30日

导师签名： 王必达 签字日期： 2023年5月30日

Digital economy, labor mobility and regional convergence

Candidate : Hou Luping

Supervisor: Wang Bida

摘要

要素流动有利于实现区域收敛,但现实中往往存在与理论相悖的“迁移谜题”:劳动力流向劳动生产率更高的地方并未对经济收敛起到明显作用,数字经济发展为打破劳动力流动藩篱、破解“迁移谜题”提供了可行路径。

数字经济通过内生赋能劳动力要素提高技能水平,增加了个体的跨区域流动能力;又外生创造良好的制度环境和产业环境,降低了个体跨区域流动的心理成本和经济成本。在此进程中,数字经济驱动下的劳动力流动减轻了西部的民生和教育资源等压力,充分发挥其资源整合与规模经济的作用,得以重新配置区域间人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出,经济体在长期中实现了人均意义上的区域收敛。

本文建立两区域的数字时代劳动力区位选择模型,介绍数字技术发展如何使得更多个体具备了超过跨区域流动技能门槛的人力资本水平,说明在数字化建设的制度环境与数字化转型的产业环境下,劳动力如何降低了跨区域流动的心理成本和经济成本。

在面板数据的基准回归和空间模型中,均证实了区域收敛需要数字经济推动劳动力流动发挥作用,其中,非数字经济影响下的劳动力流动使得区域差距扩大,只有在数字经济驱动下的劳动力流动才能促进区域收敛。

在异质性分析中发现,东部地区在原生禀赋下经济差距扩大趋势最强、在数字经济驱动劳动力流动下经济收敛趋势最弱,西部在原生禀赋下经济差距扩大趋势最弱、在数字经济驱动劳动力流动下经济收敛趋势最强。在不考虑数字经济驱动的背景下,劳动力流动只带来西部人均效用的减少和东部人均效用的增加,区域差距变大,即“迁移谜题”的出现。在考虑数字经济发展驱动劳动力流动时,欠发达区域人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出的正向作用更强,且远远大于其对发达区域的提升效果,经济体得以在长期中实现区域收敛,打破“迁移谜题”。

在面板门槛模型中发现,国内数字经济发展水平差距较大,有碍数字经济驱动劳动力流动对经济收敛的推动作用。只有西部的数字水平提高后,劳动力流动才能起到各区域人均效用同时提高、把蛋糕做大的效果,否则劳动力流动只能以西部人均效用为牺牲,仅促进了东、中部人均效用的增长,区域差距扩大。

需要注意的是，数字经济背景下选择原地就业而非流出本区域的劳动力，如从事电子商务和线上客服等劳动力，不属于本文研究的流动劳动力范围中。该类就业者原地就业，多处于具当地发展的自身禀赋最大化利用状态、或是个体流动意愿不强、或是个体技能水平还未达到跨区域流动技能门槛的水平，即使没有数字经济出现，该类就业者也更倾向于会选择其他本地岗位就业。在没有家庭因素等外生环境的干扰下，当电子商务就业者产业规模扩大后，仍然会向市场规模更大的地区集聚；当线上客服就业者技能水平提高，仍然会有向更发达地区进修提拔的渠道，这与本文所述机制并不矛盾。

关键词：数字经济；劳动力流动；区域收敛

Abstract

Factor flow is conducive to the realization of regional convergence, but in reality, there are often "migration mystery" contrary to the theory: labor flow to places with higher labor productivity does not play an obvious role in economic convergence, and the development of digital economy provides a feasible path for breaking the barriers of labor mobility and solving the "migration mystery".

Digital economy improves the skill level by endogenous enabling labor force, increases the ability of individual cross-regional flow, creates good institutional environment and industrial environment, and reduces the psychological cost and economic cost of individual cross-regional flow. In this process, the digital economy driven by labor flow reduces the pressure of the western people's livelihood and education resources, give full play to the role of the resource integration and economies of scale, to reconfigure regional per capita financial enjoyment, per capita disposable income and per capita resource output, economy in the long term realized the per capita in the sense of regional convergence.

This paper established two areas of digital age labor location selection model, introduced how to make more individuals have more than the threshold of human capital level, that in the construction of digital system environment and digital transformation of industrial environment, labor how to reduce the psychological cost of cross-regional

flow and economic cost.

In the benchmark regression and spatial model of panel data, it is confirmed that regional convergence needs the digital economy to promote labor mobility. Among them, the labor mobility under the influence of non-digital economy makes the regional gap wider, and only the labor mobility driven by the digital economy can promote regional convergence.

In the heterogeneity analysis, it is found that the economic gap is the strongest under the original endowment, the economic convergence trend is the weakest under the labor flow driven by digital economy, the western region expands the economic gap under the original endowment, and the economic convergence trend is the weakest under the labor flow driven by digital economy. In the context of not considering the digital economy drive, labor mobility only brings the decrease of per capita utility in the west and the increase of per capita utility in the east, and the regional gap increases, namely the emergence of "migration puzzles". When considering the development of digital economy driving labor mobility, the positive effect of per capita financial enjoyment, per capita disposable income and per capita resource output in less developed regions is stronger, and it is far greater than its improvement effect on developed regions, so that economies can achieve regional convergence in the long term and break the "migration puzzle".

In the panel threshold model, it is found that there is a large gap in the development level of domestic digital economy, which hinders the role of digital economy in driving labor mobility in driving economic convergence. Only after the improvement of the digital level in the west, can the labor mobility simultaneously improve the per capita utility of the regions and make the cake bigger; otherwise, the labor mobility can only sacrifice the per capita utility in the west, only promote the growth of the per capita utility in the eastern and central regions, and widen the regional gap.

It should be noted that in the context of digital economy, the employment in situ rather than outflow from the region, such as the labor force engaged in e-commerce and online customer service, does not belong to the scope of mobile labor force studied in this paper. Most of these types of workers are employed in situ, and they are in a state of maximum utilization of local development, or their individual willingness to move, or the individual skill level has not reached the level of cross-regional flow skill threshold. Even if there is no digital economy, these types of employees are more inclined to choose other local jobs. Without the interference of exogenous environment such as family factors, when the industrial scale of e-commerce employees expands, they will still gather in the areas with larger market size; when the skill level of online customer service employees improves, there will still be channels

to promote to more developed areas, which is not contradictory with the mechanism described in this paper.

Key words: Digital economy; Labor mobility; Regional convergence

目 录

1 绪论	1
1.1 问题的提出.....	1
1.2 研究的主要内容.....	2
1.3 研究的主要方法.....	2
1.4 可能的创新.....	3
2 国内外研究现状	4
2.1 数字经济的内涵.....	4
2.2 数字经济的影响.....	5
2.3 经济差距与区域经济收敛.....	6
2.4 我国数字经济发展差距.....	7
2.5 数字经济与区域经济收敛.....	8
2.6 劳动力流动与区域经济收敛.....	9
2.7 本章小结.....	9
3 理论模型的分析	10
3.1 机制的阐述.....	10
3.2 模型的设定.....	11
3.3 均衡的分析.....	13
3.3.1 短期均衡分析.....	13
3.3.2 长期均衡分析.....	14
3.4 本章小结.....	16
4 指标确定和实证设计	17
4.1 实证变量的确定.....	17
4.1.1 数字经济发展指数.....	17
4.1.2 省际劳动力流动指标.....	18
4.1.3 变量的总体介绍.....	18
4.2 考证现实中的区域经济收敛.....	19

4.3 实证模型的设计	19
4.4 本章小结	20
5 实证分析结果	21
5.1 描述性统计	21
5.2 必要的检验	21
5.3 回归结果分析	22
5.4 内生性检验: TSLS	23
5.4.1 劳动力流动	23
5.4.2 数字经济发展指数	24
5.4.3 对所有内生变量的 TSLS 检验	25
5.5 稳健性检验	26
5.6 异质性分析	27
5.6.1 东部	27
5.6.2 中部	28
5.6.3 西部	29
5.7 本章小结	30
6 考虑空间的实证分析	31
6.1 空间上的相关性	31
6.2 实证模型的设计	32
6.3 数据和实证分析	32
6.3.1 空间相关性检验	32
6.3.2 实证分析的结果	33
6.4 分域的机制分析	36
6.4.1 指标和检验	36
6.4.2 全域的空间相关性分析	37
6.4.3 分析的结果	38
6.5 本章小结	40
7 延伸: 数字经济与省际劳动力流动	42

7.1 散点图下的思考·····	42
7.2 建立面板门槛模型·····	43
7.3 面板门槛模型检验·····	43
7.4 门槛模型回归分析·····	44
7.5 本章小结·····	45
8 结论和启示·····	46
参考文献·····	47
后记·····	52

1 绪 论

1.1 问题的提出

区域发展差距是我国区域发展不协调、不平衡的重要体现，“必须清醒认识到，我国发展不平衡不充分问题仍然较为突出，城乡发展、区域发展和收入分配的差距较大。”新古典经济学认为，生产要素自由流动将在长期使得落后地区具有更快的增长速度，最终达到区域经济收敛；缪尔达尔则指出“二元经济结构”下的经济增长将在“循环累积因果”机制的影响下加剧区域差距。

随着我国经济向高质量发展转型，劳动力由欠发达地区向发达地区流动的空间结构演变趋势彰显，学术界普遍认为，劳动力流向生产率更高的地区有利于区域经济收敛。但是，在我国现实经济环境中往往出现与理论研究相悖的“迁移谜题”，资本较劳动力具有向发达地区流动的更高自由度，且在现有的制度藩篱下，劳动力流动对个体素质门槛的要求更高，加剧了欠发达地区的人才流失现象，以致国内受限制的劳动力流动并未在实质上起到促进区域经济收敛的作用。

全球数字经济的加速发展为释放我国劳动力自由流动势能、打破劳动力流动与区域差距加剧并存的“迁移谜题”带来机遇，新兴数字技术深刻变革了全球的生产生活方式和组织治理制度，我国作为全球领先的数字经济强国，利用数字经济发展的时代背景来实现区域经济收敛成为重要的时代课题。

国内数字经济发展的先行地区多为经济发达地区，以更高的收入水平、更多的就业机会与更便利的消费环境为优势，也是我国劳动力流入的主要地区。如何释放国内劳动力自由流动的动能，打破劳动力流动与区域差距加剧并存的“迁移谜题”，如何发挥我国数字经济发展对区域经济收敛的促进作用，需要将数字经济和劳动力流动结合考虑。

在数字经济背景下，劳动力流动被赋能成为推动区域收敛的重要力量。数字经济的发展赋能劳动力提高了自身的技能水平和流动能力，数字化转型为省际劳动力流动创造出良好的产业环境，数字化治理和数字政府建设为劳动力流动创造出适宜的制度环境，得以持续性重置区域间的人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出，在长期中实现了区域间的人均意义上的收入趋同，成为促进社会

财富再分配、缩小区域经济差距的重要力量。

1.2 研究的主要内容

本文的第一部分为引言，阐述了提出问题的主要背景、意义、内容与方法，并对尚有的欠缺不足进行说明；第二部分为国内外研究现状，从数字经济的内涵和影响、经济差距和收敛、我国的数字经济发展现状、数字经济和劳动力流动对区域经济收敛的作用等六个方面对现有的国内外研究文献进行综述；第三部分为数理模型的分析，从背景假设、机制框架、劳动者效用、部门生产函数对劳动力的区位选择进行短期和长期的均衡分析，提出本文所述之核心理论。

第四部分始为实证部分，介绍了数据的选取、指标的计算和变量的确定，通过部分核心变量对现实中的区域经济收敛进行分析，建立基准回归模型；第五部分对基准回归模型的相关检验和实证结果进行分析，通过东中西部的异质性分析介绍数字经济和劳动力流动交互作用下区域经济收敛趋势的地区异质性。

第六部分进入实证分析的空间计量部分，介绍了空间计量模型的建立和全域的空间相关性检验，分析数字经济和劳动力流动交互影响区域经济收敛的基础作用与空间溢出；在分域的机制分析中，构建人均效用指标体系，实证出经济发展程度不同的地区，数字经济与劳动力流动的交互作用对人均效用的增长作用不同，重新配置了区域间人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出，是实现区域经济收敛的重要途径。

第七部分是针对本文研究不足之处的延伸和补充，考虑到我国水平不均衡的数字经济发展现实，与数字经济发展均衡背景的理论分析有所冲突，进而影响到数据变量和实证分析的可靠性。通过对现实数据的散点回归图分析，引入数字经济发展水平对劳动力流动到推动作用可能存在门槛效应，并建立面板门槛模型进行分析。第八部分为结论和启示。

1.3 研究的主要方法

第一，文献研究法。从数字经济发展、劳动力流动、区域差距与区域经济收敛等不同角度的已有研究入手，进行系统梳理和分类总结，涵盖了数字经济的定义影响和发展差距、区域差距产生的原因和解决办法、区域收敛的相关解释、数

数字经济对区域经济收敛的影响与劳动力流动对区域经济收敛的影响等方面。

第二，定性与定量分析。通过建立短期均衡和长期均衡的数理模型，定性说明数字经济发展驱动劳动力流动的路径及其对区域经济收敛的影响路径，并进行相关指标体系的设定。在理论分析的基础上，通过对我国 2011 年到 2020 年的 10 年内 31 省份（不含港澳台）相关数据进行定量分析，构建面板数据的固定效应模型和空间杜宾模型进行实证分析。

第三，对比分析法。在进行数字经济驱动劳动力流动共同影响区域经济收敛的实证分析中，对东中西部三大地区进行对比分析。

1.4 可能的创新

理论分析方面，在数字经济驱动劳动力流动的角度下，探究释放国内劳动力自由流动动能、打破劳动力流动与区域差距加剧并存之“迁移谜题”、推动我国区域间经济收敛的可行机制。

实证分析方面，在面板数据的基准回归和空间模型中多重运用交互项，通过不同变量的交互组合，分析数字经济和劳动力流动在不同的前提下如何影响区域经济收敛，在机制分析中以呈明显异质性的三大地区作为划分，对数字经济和劳动力交互作用下对区域经济收敛的作用程度差异进行分析，并在空间模型中证实了数字经济和劳动力流动交互作用于区域经济收敛的关键路径，并提出合理建议。

但是，在数据选取和实证方面存在欠缺之处，使用国内城市一级数据或都市圈一级数据较之省级数据将更具代表性、相关性、预测性与重要性；在国内数字经济水平发展不均衡的基本事实上，对实证模型的选择设定与背景考虑方面难以周全，尤其是建立在数字发展水平较为均衡的理论分析前提下，不均衡的数字经济发展现实对数据变量和实证分析的可靠性造成影响。

2 国内外研究现状

2.1 数字经济的内涵

数字经济源自上世纪五六十年代萌芽的信息经济，随着其后几十年数字技术的持续进步，信息产业逐步延伸至其他产业并外溢出新的生产要素和商业模式。1996年美国学者泰普斯科特首次提出数字经济概念，美国经济局（BBA）将数字经济定义为以互联网和信息通信技术为基础的数字基础设施、电子商务服务与数字媒体服务三部分。Bukht, R. and Heeks, R. (2017)将数字经济划分为核心的数字部门、狭义的数字经济与广义的数字经济三层结构，核心层的建设决定了狭义层和广义层发展，是数字技术研发制造的基础设施领域，包括软硬件、信息服务和通讯技术；狭义的数字经济广为大众所知，是基于数据网络和技术应用的新商业模式，如平台经济、共享经济与零工经济等；广义的数字经济将社会生产生活的各个方面进行数字化转型，包括与传统产业数字化相关的电子商业，和物联网、算法经济与精准农业等现代经济模式。

数字经济产业是实体经济，也是融合经济，根据 ICT 与产业的关系可被划分为数字产业化和产业数字化两类，数字产业化（即信息通信产业）运用数字技术研发制造数字产品（如基础电信业、互联网行业、电子信息制造业和软件服务业等），产业数字化将非数字产业与数字技术进行融合，包括研发制造强度较低的传统农业、服务业的数字化转型，与研发制造强度较高的医药制造、航空航天、电子通信、电器机械等高科技产业的结构升级。数字经济的内涵和外延不断演进深化，G20 杭州峰会将数字经济定义为以数字化的知识和信息为关键生产要素、以现代信息网络为重要载体、通过信息通信技术的有效利用促进效率提升、结构优化的一系列经济活动，《中国数字经济发展报告白皮书（2020年）》将数字经济明确为数字产业化、产业数字化、数字化治理和数据价值化四部分，其概念仍处于一个有待延伸的过程（戚聿东等，2020）。

2021年，我国国务院发布的《“十四五”数字经济发展规划》指出，数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态，是以数据资源为关键要素，以现代信息网络为主要载体，以信息通信技术融合应用、全要素数字化转型为重

要推动力，促进公平与效率更加统一的新经济形态。

2.2 数字经济的影响

数字经济是劳动者通过不断进步发展的数字技术，创新数字化新产品、新服务与新业态的价值创造活动，也是将传统产业与数字产业进行融合与数字化转型的新型生产方式，其独特的数据生产要素、组织运行特征、跨越时空流动的技术优势，对社会生产生活方式和产业链供应链价值链带来深刻变革，在完善资源配置、促进科技创新、提高居民收入、完善市场机制与生态文明建设等方面影响凸显。

在对数字经济影响的研究中，学者主要关注传统产业数字化转型带来的生产率提高(吴勇毅，2018；肖旭、戚聿东，2019)、利用数据赋能实现产业链中全要素的数字化升级、利用数字技术打破行业壁垒和加速产业融合(Manyika 等，2011；肖旭、戚聿东，2019)、驱动产业结构升级(郑英隆，2001；左鹏飞，2017；刘姿均、陈文俊，2017；昌忠泽、孟倩，2018；王梦菲、张昕蔚，2020)、缓解资源错配与市场扭曲(余文涛、吴士炜，2020)、增加人力资本积累(王文，2020)、创新创业能力(温锐松，2020)与经济社会高质量发展(刘淑春，2019；荆文君、孙宝文，2019；师博，2020；赵涛等，2020；祝合良、王春娟，2020)等方面。在传统服务业领域利用数字技术驱动转型升级(Mathews 等，2000；谭洪波、郑江淮，2012)、达成供需高效精准匹配(Pisano 等，2015)、以数字共享平台激发新消费与新供给(Wong 等，2015)等；在零售业领域利用大数据和数字技术提高供需匹配(谢莉娟、庄逸群，2019)和产品流通效率，促进生产技术创新(牡丹清，2015)和供需联动变革(李晓雪等，2020)，推动零售业呈现生产服务化趋势(汪涛武、王燕，2018)，在数字化基础上的跨界融合成为零售业高质量发展的重要动力(荆林波、袁平红，2019)；在制造业领域通过数字技术更新资源配置模式和推动组织变革(童有好，2015a)，如互联网普及率超过阈值后对劳动力和资本错配问题的明显改善(韩长根、张力，2019)，通过资源错配减少来提高制造业生产率(黄群慧等，2019)，以智能型制造模式(陈晓红，2018)和产业链数字化(李春发等，2020)加快制造业数字化转型和质量提升(马中东、宁朝山，2020)，对制造业在推动创新和供应链绩效(王可、李连燕，2018)、提高价值链水平(卢

福财、金环, 2020)等方面作用显著, 形成价值创造的制造业转型新路径(焦勇, 2020)。由此, 需通过数字基础设施建设、产业数字化发展和数字技术创新(沈运红、黄桁, 2020)推动产业结构升级, 通过突破瓶颈技术、加强信息安全和培育数字人才支撑制造业的数字化转型(曹正勇, 2018)。

数字经济在推动技术创新(罗珉、李亮宇, 2015; 韩先锋等, 2019; 温珺等, 2020)和全要素生产率提高(郭家堂、骆品亮, 2016; 肖利平, 2018; 黄群慧等, 2019; 刘传明、马青山, 2020)、培育产业竞争力、革新社会生产生活方式, 有效降低社会经济参与者的信息搜寻成本和交易选择成本, 带来具有长尾效应的消费模式(江小涓, 2018), 通过更丰富的消费内容为生产端开辟新的利润来源; 数字经济对中国对外直接投资(董有德、米筱筱, 2019)、劳动力流动进程(刘航等, 2019)、劳动要素配置(蔡跃洲、陈楠, 2019; 丛屹、俞伯阳, 2020)、资源利用效率提高(Thompson等, 2013)、区域环境质量保护(Aaron等, 2016; 解春艳等, 2017)和绿色低碳社会建设(许宪春等, 2019)亦有作用。

2.3 经济差距与区域经济收敛

关于经济差距, 现有研究主要关注人口收入的来源和分布(罗楚亮、李实, 2021)、经济开放水平(袁冬梅、魏后凯, 2011; 张小溪、刘同山, 2020)、资本深化程度(董直庆等, 2014)、技术进步和产业结构(Krusell et al等, 2000; 郭凯明、罗敏, 2021)、区域创新能力和创新环境(杨明海等, 2017; 杨明海等, 2018)、经济结构和资本积累等(盛来运等, 2018)、资源禀赋和区位选择(Krugman P, 1991; 邓睦军、龚勤林, 2018)等诸多方面的原因。在缩小收入差距和地区差距方面, 确认了收入分配改革(陈燕, 2021)、税收制度调节(周锟, 2021)和财政转移支付(杜江、龚浩, 2020)等多种治理模式, 增加农民收入、开放城乡市场有利于缩小城乡差距(安虎森、颜银根、朴银哲, 2011), 但经济增长的空间外溢对收入差距的调节作用存在一定限制(覃成林、杨霞, 2017)。另外, 王小鲁和樊纲(2004)通过中西部人均GDP的加权平均数占东部比例, 分析了二十世纪八九十年代地区差距和城乡差距扩大现象, 并考察了资本、劳动等生产要素的配置流动对区域差距的影响。

关于经济收敛的解释, 新古典增长理论提出收入水平较低的经济体具有更快

的经济增速,则各经济体间的收入水平呈现“趋同”(Solow, 1956; Swan, 1956);内生增长理论从人力资本存量差距导致经济增长差距的角度出发,对“趋同”理论提出质疑(Romer, 1986; Lucas, 1988);“条件趋同”理论指出在排除了物质资本和人力资本等经济特征的影响后,经济体间的确存在着“趋同”现象,国内学者多在控制了物质资本、人力资本、技术因素等变量后发现了中国区域间经济的条件趋同规律(蔡、都阳, 2000; 刘强, 2001; 赵伟、马瑞永, 2005; 潘文卿, 2010; 毛新雅、翟振武, 2013; 张传勇、刘学良, 2017),而房价上涨会抑制区域经济收敛(张传勇, 2016)。

2.4 我国数字经济发展差距

关于对我国数字经济发展的空间差距研究,目前数字经济的衡量测度主要有统计区域体量和构建指标体系两种角度(徐清源等, 2018),通过测度我国各区域的数字经济发展水平,众多学者认为我国数字经济发展在空间上并非平衡,总体呈现由东到西的梯级递减趋势(刘文新、张平宇, 2003; 王彬燕等, 2018; 吴晓怡、张雅静, 2020; 李晓钟、吴甲戌, 2020),区域分化原因主要来自省域间数字化转型和新基建水平的差距(张雪玲等, 2019)、区域经济和数字技术基础(吴晓怡、张雅静, 2020)、市场环境和数字治理等(刘英恒太等, 2021)等多方面差距的影响,且数字经济发展的地区间经济差距逐渐缩小(刘传明等, 2020),也有学者认为各地区数字经济的产出效率差距区域扩大(李研, 2021);数字经济发展低水平区具有较强的自我发展能力,使其在长期存在跨越式发展的可能,而数字经济发展的空间溢出效应在发达地区表现出更强的周边带动作用,随着空间溢出效应的不断增加,各区域数字经济发展的水平不会后退(刘传明等, 2020)。

另外,国内数字经济在信息化、互联网和数字贸易发展存在区域间的“数字经济鸿沟”问题(刘军, 2020),数字经济增长动力在区域间的差异(陈修颖、苗振龙, 2021)、“数字鸿沟”(胡鞍钢、王蔚, 2016)和数字化技能空间分布失衡(田海燕、李秀敏, 2018)造成收入差距扩大;而数字经济对不同技能劳动力的需求变化及其带来的个人收入差距(刘军等, 2021),特别是人工智能对部分就业岗位的替代将加剧岗位极化和收入差距(杨伟国等, 2018),造成低技能劳动者就业难(方建国、尹丽波, 2012)和社会结构性失业等问题(夏杰长、刘诚

2021), 扩大了区域间和个体间的发展差距(王修华、赵亚雄, 2019), 平台经济的“赢者通吃”现象同样扩大了个体间的收入差距。另有学者认为, 城乡间数字经济发展存在显著的红利差距(邱泽奇等, 2016), 在增加农民收入的同时也扩大了收入差距(李怡、柯杰升, 2021)。

2.5 数字经济与区域经济收敛

关于数字经济对区域经济收敛的影响, 数字经济在促进经济增长的同时, 在扩大市场、提高效率和促进就业的过程中提高了技术等要素的通用性, 数字化模式打破区域经济分割、实现供需两侧的高效匹配, 数字新基建和数字化治理推动公共服务均等化, 对全体居民产生了普惠效应(朱太辉等, 2022), 突破低收入者的信息约束以促进创业机会均等化(谢绚丽等, 2018), 在数字化转型和新基建建设中需从供需两侧关注区域协调和城乡融合问题(郭斌、杜曙光, 2021), 数字经济和农村经济的融合从提高配置效率、降低交易成本、创新金融服务、实现规模经济和缓解信息不对称等方面促进“三农”发展(温涛、陈一明, 2020), 数字经济对中西部产业结构水平的提升作用大于东部(陈小辉等, 2020), 数字经济对全要素生产的提升作用在中西部更为显著(杨慧梅、江璐, 2021), 互联网的信息福利在较弱势群体中作用更为显著(鲁元平、王军鹏, 2020), 数字平台和服务业数字化转型起到创造和分配社会财富的作用(王玉柱, 2018; 孙晋, 2021), 大数据试验区在欠发达地区对全要素生产率的促进作用更显著(邱子迅、周亚虹, 2021), 数字经济使得服务业提供更多岗位(蔡昉, 2017), 低技能者可通过数字技术学习达到提高技能水平、增加就业机会和劳动报酬的效果, 有利于欠发达地区人力资本积累。

数字金融在落后地区发展更快, 对低收入群体的增收作用更强(张勋、万广华等, 2019), 突破物理网点、地理距离的限制与降低服务成本以推动普惠金融发展(李继尊, 2015), 通过促进技术创新和缩小城乡差距(宋晓玲, 2017; 张贺、白钦先, 2018; 张勋、万广华等, 2019; 梁双陆、刘培培, 2019; 张子豪、谭燕芝, 2018; 周利等, 2020; 李牧辰, 2020), 优化金融资产配置的功能有利于中小企业融资经营(王颖、陆磊, 2012), 均等化创业机会(谢绚丽等, 2018), 在推动欠发达地区经济赶超(郭峰等, 2019)、缓解区域发展不平衡(张龙耀、邢朝

辉，2021）和促进经济高质量发展（刘伟等，2021）中发挥作用。

数字经济还可通过缓解东部劳资配置扭曲和优化中西部劳动要素配置，可实现数字经济资源整合与制造业质量升级协同，实现区域经济的协调发展（马中东、宁朝山，2020），通过贸易数字化、信息物流便利化和生产模式数字化促进要素重组集聚、区域分工协同和一体化发展（王玉柱，2018），亦可通过促进经济集聚产生正外部性来抑制区域差距（卞元超等，2018）。尚有学者指出数字经济和传统经济并存竞争的市场格局有利于消费者权益和社会福利的最大化（许恒等，2020），推动人均生活质量增加。

2.6 劳动力流动与区域经济收敛

关于劳动力流动对区域经济收敛的影响，劳动力流向生产率更高的地区有利于提高资源利用率和缩小人均 GDP 差距（姚枝仲，2003），为流入地带来更多劳动供给的同时使之保持着总体较低的工资成本，提高流出地的人均产出（王小鲁、樊纲，2004）。在实证研究方面，劳动力市场的健全程度与区域经济增长显著相关（蔡、王德文等，2003），劳动力流动通过协调区域间要素收入、需求结构和禀赋差异促进区域间人均收入均等（姚枝仲、周素芳，2003），但省际人口迁移对经济增长收敛作用有限（毛新雅、翟振武，2013），其中小规模劳动力流动与直接收敛相关，而大规模劳动力流动下经济先发散再收敛（沈坤荣、唐文健，2006）。另外，要素流出会通过更高收益回馈、释放边际产出、减少集聚难度使后发区域获得更多的要素回报，形成区域经济发展的“协调性集聚”（王必达、苏婧，2020）。

2.7 本章小结

本章从介绍数字经济的内涵和影响开始，引入国内外关于经济差距与区域经济收敛的研究；再将数字经济和经济差距相结合，来介绍国内数字经济发展的现状及其与区域经济收敛相关联的研究。在现实中，并未呈现如理论所描绘的数字经济促进区域经济收敛的理想效果，又存在着劳动力流动亦未能如理论般明显缩小区域差距的谜题，在本文介绍数字经济与劳动力流动相互作用下才能实现区域经济收敛的前提下，本章又对现有的数字经济与区域经济收敛、劳动力流动与区域经济收敛的国内外文献进行综述。

3 理论模型的分析

3.1 机制的阐述

王小鲁和樊纲（2004）发现，劳动力流动减缓了流出地的就业压力和资源分配压力，在劳动边际报酬递减规律下以劳动力减量的途径提高人均收入；而流入地更多的劳动力供给有利于人均收入的增长趋势平稳化，在长期看来有助于区域经济收敛。但是，陆铭（2017）指出，市场的行政化分割和区域间分工水平的下降阻碍了劳动力自由流动。

本文认为，数字经济通过内生的赋能劳动力要素来提高个体跨省流动能力，并为劳动力流动创造了良好的制度环境和产业环境，从外生环境建设中降低了劳动力流动门槛，有利于打破阻碍劳动力自由流动的藩篱，助推劳动力在区域间以追求更高效用为目的流动行为。在此进程中，各区域的人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出得到了持续性的重新配置，经济体在长期中实现了区域经济收敛，如图 3-1 所示。

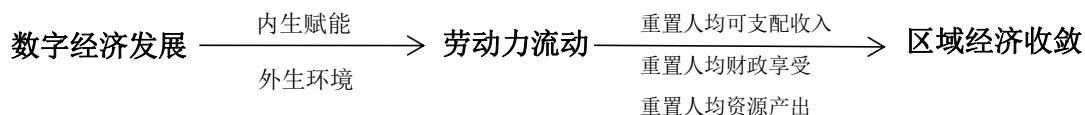


图 3.1 理论机制

第一，数字经济赋能劳动力要素提高个体技能水平，有利于劳动力增加自身跨省流动的能力和行为。技能水平和就业能力越高的劳动者具备更强的跨省流动能力，在数字经济发展的时代背景下，就业岗位对更高素质就业者的需求刺激了劳动者技能学习的动力，数字平台的知识溢出功能降低了劳动者的技能学习成本，数字技术提高了低技能劳动者通过学习来增加技能和就业增收的机会（Acemoglu 和 Restrepo，2018），劳动者可借助数字平台的信息扩散和知识溢出功能增强创业本领（温锐松，2020），以此获得更强的跨省流动能力、面临更自由的区位选择范围。

第二，数字经济发展为劳动力流动创造了良好的制度环境，降低了劳动力流动的成本门槛。数字化治理和数字政府建设致力于推进基本公共服务均等化，有

效维护了劳动力市场的运行秩序,降低了劳动力跨省流动的经济成本和心理成本;为劳动者提供实时、全面、多元的就业信息公开与交流平台,政府监管下的网上购票和交通导航便利了劳动者的出行选择, GPS 定位和信号全覆盖降低了劳动者远行的不确定性和风险性;数字经济新环境下的新情况不断推动着劳动保障制度的发展,个体劳动力在更高效更安全的就业市场中不断释放自身机能、增加跨省流动选择。

第三,数字经济发展为劳动力流动创造了良好的产业环境,降低了劳动力流动的成本门槛。消费型服务业的数字化转型迸发出比传统产业更强劲的就业容纳能力,制造业和生产型服务业的数字化转型形成了比传统产业更强烈的人才集聚需求;线上社交软件拉近了异地亲朋间联系的物理距离,数字金融提高了外出劳动力向家乡的汇款效率。数字经济发展在增加劳动力流动潜在收益的同时,还减少了劳动力流动的心理成本,形成了加速劳动力大量流入经济发达地区的产业环境。

数字经济发展有利于提高劳动力配置效率(丛屹、俞伯阳,2020)、打破劳动力要素的流动障碍,使个体劳动者更自由的进行区位抉择,欠发达地区的技能水平达到迁移门槛的劳动者,因追求更多的就业机会、收入水平与成长空间而迁移至发达地区,提高了欠发达地区的人均自然资源占有和规模经营生产效率,实现了区域间人均自然资源产出与人均可支配收入的重新配置。另外,经济发达地区的数字建设具有较高的治理效率,致力于为大量的流入劳动力提供均等化的公共服务与社会保障,减轻了欠发达地区的资源、教育和民生等财政压力,同时,数字金融下高效的转移支付水平有利于欠发达地区推进数字政府建设,万相昱(2021)发现,数字政府建设呈现边际报酬递减的特点,则欠发达地区的数字化治理对未流出劳动者生活质量的边际提升效用更强,由此实现了区域间人均财政享受的重新配置。在长期中,区域间人均自然资源产出、人均可支配收入与人均财政享受的重新配置,在促进人均收入趋同的基础上实现了区域经济收敛。

3.2 模型的设定

借鉴巴拉萨——萨缪尔森效应和杨开忠等(2021)对人才区位选择模型的探讨,参考新空间经济学基础模型,建立一个具有东、西两区域的数字时代劳

动力区位选择模型，存在人力资本部门 R、可贸易品部门 S 与不可贸易品部门 X 三个部门，使用资本 K、异质性劳动力 H 和同质性劳动力 L 的三种生产要素。其中，资本 K 和异质性劳动力 H 在两区域间自由流动，但同质性劳动力 L 受限于自身技能无法达到区域迁移的门槛水平，而无法在区域间自由流动。

以西部为例，东部变量使用 * 号表示。设可贸易品消费量为 C_S ，支出份额为 α_S ；不可贸易品消费量为 C_X ，支出份额为 $1 - \alpha_S$ ；单个不可贸易品企业仅生产一种产品，则 n 为西部不可贸易品部门的企业数量和种类，区域内产品的丰富程度与其质量水平成正向关系； σ 为不可贸易品之间的替代弹性，反应产品间的差异程度和市场的垄断竞争状态。得到西部劳动者的 C-D 效用函数：

$$U = A \left(\frac{C_S}{\alpha_S} \right)^{\alpha_S} \left(\frac{C_X}{1-\alpha_S} \right)^{1-\alpha_S} = A \left(\frac{C_S}{\alpha_S} \right)^{\alpha_S} \left\{ \frac{\left[\int_0^n C_{si}^{\sigma/1-\sigma} di + \int_0^{n^*} C_{si}^{*\sigma/1-\sigma} di \right]^{\sigma-1/\sigma}}{1-\alpha_S} \right\}^{1-\alpha_S}$$

在预算约束 $P_S C_S + P_X C_X = W$ 下使效用最大化，易得西部消费者的需求函数为 $C_S = \frac{\alpha_S W}{P_S}$ 和 $C_X = \frac{(1-\alpha_S) W}{P_X}$ ，其中，西部消费者面临的不可贸易品价格指数为 $P_S = (n P_S^{1-\sigma} + n^* P_S^{*1-\sigma})^{1/\sigma-1}$ ，区域生产函数如表 3.1 所示。

表 3.1 区域生产行为

西部	生产函数
制度环境 A	$A = A_0 (H + L)^\delta$ <p>制度环境是影响劳动者流动的重要因素，区域的行政化治理效率主要受到治理水平 A_0 和承载人口 $H + L$ 的影响，δ 为拥挤系数，区域内承载人口的持续性增加对制度环境带来负外部性影响。</p>
可贸易品部门 S	$Y_S = f(H, K) = \left(\beta_H H_i^{\sigma/1-\sigma} + \beta_K K^{\sigma/1-\sigma} \right)^{1-\sigma/\sigma}$ <p>每个企业均由一位异质性人才 H_i 作为人力资本的固定投入，不同技能水平的人才为企业带来不同的生产效率。设该人才收入为 w_i，资本收入为 w_K，产量为 x_i，每单位产出需消耗 ϕ_i 单位的资本，则企业生产成本为 $w_i + \phi_i w_K x_i$。</p>

续表 3.1 区域生产行为

西部	生产函数
可贸易品 部门 S	$H_i (i = 0, 1, \dots, m)$ 为人力资本水平由低至高的个体劳动者，服从于帕累托分布下的累积概率函数，即 $P(H_X) = \left(\frac{H_0}{H_X}\right)^{-k}, k \geq 1, 0 \leq H_X \leq H_0 = 1$ ，则 $\phi_i = H_i f(\tau, P)$ 。消费者以相同价格消费任一区域的可贸易产品，故不考虑产品消费的运输成本和额外支出，令此处 $\tau = 0$ 。
不可贸易 品部门 X	$Y_X = f(L, K) = L + \theta K$ <p>不可贸易品的消费行为需要支付时间成本、场地成本等额外的费用，设每个区域的劳动力在跨区消费时需支付 $\tau (\tau > 1)$ 倍于生产价格的销售价格，西部消费者在本区域消费时需支付 τ_1 的额外系数，东部消费者在本区域时需支付 τ_2 的额外系数。在可贸易品部门不考虑消费额外支付的前提下，两区域间消费环境可及度的差异，主要体现在西部和东部消费不可贸易品额外支付系数的差异之中，即 $\tau_1 - \tau_2$。</p>
人力资本 部门 R	$F = w_K \frac{\omega}{H + \mu H^*}$ <p>人力资本部门将资本收益 w_K 作为唯一的投入要素来提升区域人力资本水平，并通过人力资本的不断积累和知识溢出带来的人力资本外部性，形成新的人力资本。ω 为人力资本形成效率，μ 为表示区域间知识开放与空间溢出程度的人力资本外部性系数。</p>

3.3 均衡的分析

3.3.1 短期均衡分析

短期均衡中，不考虑劳动力的跨区域流动，以西部为例，东部变量使用 * 号表示。在可贸易品部门 S 中，由于不考虑消费行为的运输成本和额外支出，两区域的可贸易品企业具有相同的需求函数和成本函数。则相同人力资本水平的劳动力 H_i 在任何区域就业都将带来同样的企业生产率，并获得同样的名义收入 $\pi =$

π^* 。

在不可贸易部门 X 中, 可通过使效用最大化求得西部消费者对西部和东部不可贸易产品的需求函数分别为 $C_{x1} = \frac{p_{x1}^{-\sigma} (1-\alpha_s)W}{np_{x1}^{1-\sigma} + n^*p_{x2}^{1-\sigma}}$ 和 $C_{x2} = \frac{p_{x2}^{-\sigma} (1-\alpha_s)W}{np_{x1}^{1-\sigma} + n^*p_{x2}^{1-\sigma}}$ 。其中, $(1-\alpha_s)W$ 表示西部消费者用于不可贸易品的支出部分, p_{x1} 和 p_{x2} 为不可贸易品价格, 同理可得东部消费者的需求函数。在企业为追求最大化利润采用成本加法定价的情况下, 可得到短期均衡下西部不可贸易品在两区域的销售定价为 $p_{x1} = \frac{\tau_1 w_K \theta}{1-1/\sigma}$ 和 $p_{x1}^* = \frac{\tau w_K \theta}{1-1/\sigma}$, 则产品加各种可变成本 $w_K \theta$ 所占份额为 $1-1/\sigma$, 同理可得东部不可贸易品在两区域的销售定价。为简化研究而设定两个区域的单位资本收益 $w_K = 1$, 令 S_n 为西部不可贸易品种类占社会总不可贸易品种类的份额, S_w 为西部消费者支出占社会总支出份额, 可得到短期均衡下不可贸易品部门的劳动力收入为:

$$\begin{cases} \pi = \frac{(1-\alpha_s)(W+W^*)}{\sigma(K+K^*)} \left[\frac{\tau_1^{1-\sigma} S_w}{\tau_1^{1-\sigma} S_n + \tau^{1-\sigma} (1-S_n)} + \frac{\tau^{1-\sigma} (1-S_w)}{\tau^{1-\sigma} S_n + \tau_2^{1-\sigma} (1-S_n)} \right] \\ \pi^* = \frac{(1-\alpha_s)(W+W^*)}{\sigma(K+K^*)} \left[\frac{\tau_2^{1-\sigma} (1-S_w)}{\tau^{1-\sigma} S_n + \tau_2^{1-\sigma} (1-S_n)} + \frac{\tau^{1-\sigma} S_w}{\tau_1^{1-\sigma} S_n + \tau^{1-\sigma} (1-S_n)} \right] \end{cases}$$

在人力资本部门 R 中, 均衡条件为单位人力资本投资的收益相同, 同时满足人力资本投资的带来的收益和成本相等, 即 $q = q^* = \frac{\text{人力资本投资收益 } V}{\text{人力资本投资成本 } F} = 1$ 。已知人力资本投资成本 $F = w_K \frac{\omega}{H+\mu H^*}$; 在跨期替代弹性为 1 时, 西部人力资本未来收益流的折现 $V = \int_0^{\infty} e^{-t\rho} \pi e^{-tg} dt = \frac{\pi}{\rho+g}$, 东部为 $V^* = \frac{\pi^*}{\rho+g^*}$, 其中, 消费者的效用折现率为 ρ , 人力资本收益折现率为 g 和 g^* 。

3.3.2 长期均衡分析

在长期均衡中, 西部和东部的人力资本以 g 和 g^* 的稳定速度增长, 异质性劳动力通过权衡迁移前后的效用来进行区位选择, 劳动力流动在跨区域迁移成本 γP 与新增效用恰好相抵时达到临界水平。其中, γ 为迁移系数, P 为区域人力

$$\text{资本存量, 得到长期均衡条件} \begin{cases} q = \frac{V}{F} = 1 \\ q^* = \frac{V^*}{F^*} = 1 \\ \dot{S}_H = (\Delta V - \gamma P) S_H(1 - S_H) \end{cases}, \text{此时, 无论异}$$

质性劳动力的空间分布如何, 两区域的人力资本成本与其收益相等, 资本收益率相同。

第一, 已知 $P(H_I > H_X) = \left(\frac{H_X}{H_0}\right)^{-k}$, 对劳动力跨区域迁移的均衡条件 $\Delta V = \gamma P$ 求导, 可得临界迁移的人力资本水平 $H_m = \left(\frac{H_X}{H_0}\right)^{1/k}$, 数字经济发展赋能劳动力提高自身技能水平, 增加了人力资本水平超过 H_m 的劳动者规模, 提高了个体劳动者的跨区域流动能力。

第二, 求得东部劳动力流入西部和留在东部的间接效用函数之比: $\Delta V = \frac{AW}{A^*W^*} \left[\frac{\tau_1^{1-\sigma} S_n \theta^{1-\sigma} + \tau_2^{1-\sigma} (1-S_n) \theta^*{}^{1-\sigma}}{\tau_1^{1-\sigma} S_n \theta^{1-\sigma} + \tau_1^{1-\sigma} (1-S_n) \theta^*{}^{1-\sigma}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。由 $\frac{\partial \Delta V}{\partial(A/A^*)} > 0$ 和 $\frac{\partial H_m}{\partial(A/A^*)} > 0$ 可知, 推进数字化治理和数字政府建设以改进制度环境, 优化基础设施建设和公共服务水平, 提高地方政府治理效率, 有利于吸引更多人力资本水平超过 H_m 的人才做出迁移选择, 为劳动力流动创造良好的制度环境。

第三, 求得 $\frac{\partial \Delta V}{\partial(S_n)} \propto \frac{(\tau_1 \tau_2)^{1-\sigma} - \tau_2^{2(1-\sigma)}}{[(1-S_n) \tau_1^{1-\sigma} + S_n \tau_1^{1-\sigma}]^2}$, “区内可及性” $(\tau_1 \tau_2)^{1-\sigma}$ 和 “区际可及性” $\tau_2^{2(1-\sigma)}$ 分别衡量区域内和跨区域消费不可贸易品的便捷度对劳动者福利的影响, 当 $(\tau_1 \tau_2)^{1-\sigma} = \tau_2^{2(1-\sigma)}$ 时 $\frac{\partial \Delta V}{\partial(S_n)} = 0$, 劳动力流动在空间分布中为稳定状态; 当 $(\tau_1 \tau_2)^{1-\sigma} > \tau_2^{2(1-\sigma)}$ 时 $\frac{\partial \Delta V}{\partial(S_n)} > 0$, 劳动力会在区内可及性更优的前提下选择不可贸易品种类更丰富的区域。数字经济发达地区具有更强的消费端“长尾效应”, 通过增加就业和便利生活促使劳动力流动(刘航等, 2019), 尤其在大数据框架下的相关产业更具就业吸纳能力(李辉, 2019)和人才集聚需求, 为劳动力流动营造良好的产业环境。

第四, 刘传明等(2020)指出两区域的数字基建和数字治理水平差距会增加建立区域间数字经济产出关联的难度, 即西部和东部的数字基建和数字治理水平差距越大, τ 值越大, 数字贸易的“区际可及性”越小。在发达地区数字经济迅

猛发展的同时，欠发达地区也须推进产业数字化转型和数字政府建设，紧追发达地区数字经济发展步伐，更高的“区际可及性”有助于加速失业劳动力的再就业匹配、推动个体劳动者的跨区域再就业、降低劳动者跨区域流动的经济成本和心理成本，为劳动力流动营造良好的产业环境。

数字经济赋能劳动力要素提高劳动者流动能力，并为其创造了良好的制度环境和产业环境，劳动力在区域间以追求更高效用为目的进行区位选择，在长期均衡中，实现了相同的资本收益率，在重新配置区域间人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出的过程中，经济体实现了人均意义上的区域经济收敛。

3.4 本章小结

本章的重点内容在 3.1 机制的阐述和 3.3.2 长期均衡分析两个部分，其余部分为模型的设定与数理推导。

在 3.1 机制的阐述中，介绍了数字经济驱动劳动力流动促进经济收敛的理论机制。数字经济通过内生赋能劳动力提升技能水平来提高个体的流动能力，又通过建设外生环境来降低劳动力流动门槛，在实现数字型劳动力流动的同时，对各区域的人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出进行持续性的重新配置，经济体在长期中实现了区域经济收敛。

在 3.3.2 的长期均衡分析中，通过数理模型推导分析了数字经济是如何提高平均人力资本水平，使更多的劳动力得以跨过区域间流动的技能门槛；又是如何通过建设数字型制度环境和产业环境来降低劳动力流动的经济成本和心理成本。在长期均衡中，数字经济驱动下以追求更高效用为目的劳动力流动，使得各区域实现了相同的资本收益，以此实现了人均意义上的区域经济收敛。

4 指标确定和实证设计

4.1 实证变量的确定

原始数据来源于 2010 年到 2021 年的《中国统计年鉴》、国家统计局官网和北大数字普惠金融指数，取全国 31 个省级（不含港澳台）地区样本期为 10 年的数据进行分析。

4.1.1 数字经济发展指数

目前，对数字经济进行测度的指标体系不断出现，刘军等（2020）从信息化、互联网和数字交易三个发展指标构建数字经济指数；黄慧群等（2019）从互联网普及率、相关从业人员、相关产出和移动互联网用户四个角度度量互联网综合发展指数；杨慧梅和江璐（2021）分数字产业化和产业数字化两个方面度量数字经济发展水平；王军等（2021）设置了数字经济发展的载体和环境、数字产业化和产业数字化指标来测算数字经济发展水平；孙黎和许唯聪（2021）使用囊括基础设施支撑、数字技术水平和数字经济效益三个维度的指标体系测算数字经济指数；鲁玉秀等（2021）通过数字产业的应用基础、收益和人员基础构建指标体系。

参照赵涛（2020）度量数字经济综合发展指数的指标体系，从互联网普及率、计算机服务和软件就业量占比、人均电信业务量、移动互联网用户数和数字普惠金融指数五个来源，以主成分分析法测算数字经济发展指数。此外，为了增加数据可比性和实证便利性，本文对测算得出的数字经济指数进行了正向平移来消除负值数据，并不影响研究结果的准确性，该指标体系如表 4.1 所示。

表 4.1 数字经济发展指数的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	属
数字经济 发展指数	互联网普及率(%)	互联网普及率	+
	互联网相关从业人数	信息传输、软件和信息技术服务业城镇单位就业人员 / 城镇单位就业人员	+
	互联网相关产出	电信业务总量 / 年末常住人口	+
	移动互联网用户数	移动电话普及率	+
	数字普惠金融指数	北大数字普惠金融指数	+

4.1.2 省际劳动力流动指标

鉴于我国人口普查数据间隔周期较长，该项指标的准确数据获取渠道受限，笔者参考洪兴建（2010）、张传勇和刘学良（2017）近似估算城市劳动力流动的方法，以各省当年劳动力的相对份额的变化来表示省际劳动力流动。同时，考虑到数字经济发展中存在着相当规模的、借电子商务和平台经济等数字经济商业模式改善自身生活的非适龄劳动者和低收入群体，此处使用广义的劳动力概念，以一省当年年末常住人口数代替劳动者数量，即：

该省当年劳动力相对份额 = $\frac{\text{该省当年劳动力数量}}{\text{所有外省当年劳动力数量的均值}}$ 。由于劳动力相对份额是静态指标，为更好体现出数据间的年度对比性来观察劳动力相对份额的流动变化，通过计算各省劳动力相对份额的年变化率作为省际劳动力流动变量，以各省劳动力相对份额的年均变化率作为劳动力省际流动的度量，每期增长率采取当年数值与上年数值之比，观察各省年度劳动力相对份额的增减变化和流动趋势，继而研究数字经济发展和劳动力流动相互作用下对区域经济协调的影响。

4.1.3 变量的总体介绍

因数据间绝对值存在较大差异，本文对部分数据取对数处理以增加可比性，对部分主成分测算数据平移进行非负化处理，另部分测算数据对基期要求不同，故最终进入实证程序的数据为2011到2020年年度所属，表4.2为总体数据情况。

表 4.2 实证变量的介绍

被解释变量	growth	经济增长程度	人均实际 GDP 年增长率的对数值
分析变量	Lnprgdp	经济发展水平	人均实际 GDP 的对数值(实际 GDP 以 2011 年为基期)
解释变量	digit	数字经济发展指数	赵涛（2020）的数字经济综合发展指数
解释变量	flows	劳动力流动	各省劳动力相对份额的年增长率
控制变量	lnedu	人力资本	每十万人受高等教育人口的对数值
控制变量	capit	物质资本	固定资产投资增长率
控制变量	infra	基础设施指数	参考杨仁发等（2021）的基础设施指数
控制变量	lnurb	城镇化率	城镇化率的对数值
控制变量	lnser	产业结构	第三产业增加值占 GDP 比重取对数

4.2 考证现实中的区域经济收敛

各省间经济增长的收敛趋势有利于区域经济收敛发展,为考察现实中各省间经济增长是否为收敛趋势,本文采用《中国统计年鉴》中 2011 年到 2022 年的国内增长总值和年末常住人口数据,推算出以 2011 年为基期的人均实际 GDP 数据。学者一般通过衡量人均收入或人均 GDP 对数值的标准差随时间推移的变化趋势来判断经济增长是否实现条件收敛 (Barro 等, 1990),但出于数据间测量尺度的差异和量纲影响,在研究中多采用无量纲的变异系数 (标准差/平均值) 来反映数据的离散程度。本文使用 2011 年到 2020 年的数字经济发展变异系数、人均实际 GDP 变异系数和人均实际 GDP 对数值的变异系数来分析中国省域经济是否存在收敛趋势,计算结果如下图所示。由图可知,数字经济发展在省域间存在明显的收敛趋势,省域间的人均实际 GDP 并未呈现收敛趋势,放大人均实际 GDP 对数值的变异系数在时间序列上的变化,发现人均实际 GDP 对数值呈现非常微弱的收敛趋势,在变异系数上仅表现为 0.039 到 0.033 的下降趋势,在说明区域经济收敛方面缺乏信服力。如图 4.1 所示。

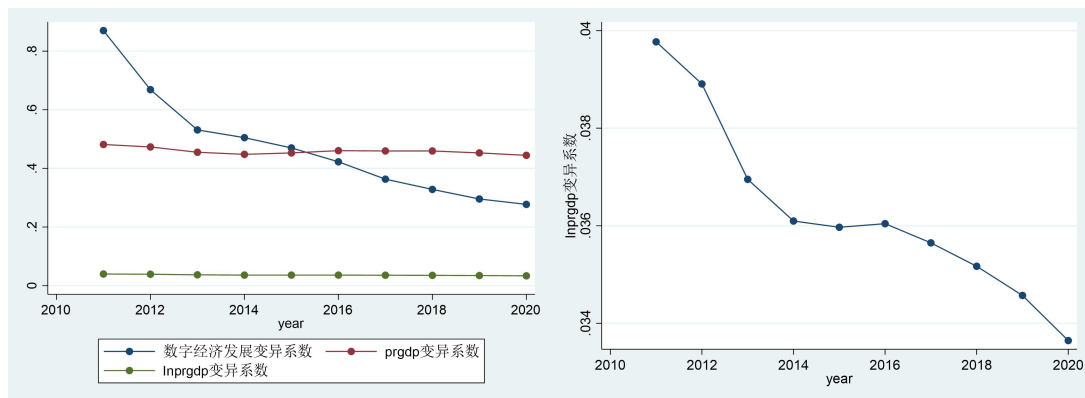


图 4.1 区域经济收敛的现实数据观察

4.3 实证模型的设计

使用面板数据的固定效应模型进行分析,在模型设定和变量选择方面参考 Barro (1991; 1994)、Barro 和 Sala-i-Martin (1990; 1992)、毛新雅和翟振武 (2013)、张传勇和刘学良 (2017) 等学者在新古典经济模型下分析经济收敛的研究,采用经典的经济增长收敛模型进行分析: $(1/T)\ln\left(\frac{y_{it}}{y_{i,t-T}}\right) = a -$

$[\ln(y_{i,t-T})](1 - e^{-\beta T})(1/T) +$ 其他变量。其中, y_{it} 为当地当年的人均 GDP, $y_{i,t-T}$ 为当地在 T 年间隔期中起始年的人均 GDP, 则公式左边为人均 GDP 的年均增长率, 公式右边的 β 为人均 GDP 的收敛速度, 其他变量为 人力资本、物质资本等影响区域增长的其他因素。令 $T = 1$, 建立如下的基准回归模型检验数字经济和劳动力流动对区域经济收敛的影响:

$$\dot{y}_{i,t+1} = a_0 + \rho y_{it} + \sum \alpha_2 X_{it} + \sum \beta_5 \text{contr}_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

其中, i 表示国内 31 个省域, t 表示年份, $\dot{y}_{i,t+1}$ 为 i 省 $t+1$ 年的人均实际 GDP 增长率, ρ 为收敛系数, y_{it} 、 X_{it} 、 contr_{it} 为滞后一期的人均实际 GDP、变量间的交互项、控制变量集合, contr_{it} 表示人力资本、物质资本、基础设施、城镇化率和产业结构五个控制变量滞后一期的集合, u_i 和 v_t 为个体固定效应与时间固定效应。

4.4 本章小结

本章主要介绍了实证变量的计算和确定, 并通过主要变量进行了简单的回归分析, 发现近年来数字经济虽有收敛趋势, 但人均意义上的收入水平并未呈现收敛, 由此使用经典的经济增长收敛模型来分析数字经济驱动劳动力流动条件下的人均收入水平是否呈现收敛, 并以此建立基准的实证模型。

需要注意的是, 该实证模型是通过改变公式右边除人均实际 GDP 之外的变量, 来观察不同条件下, 每单位人均实际 GDP (即 y_{it}) 的变化对其自身增长率 (即 $\dot{y}_{i,t+1}$) 的影响: 当一单位 y_{it} 的增长带来 $\dot{y}_{i,t+1}$ 同向增长, 则区域经济差距扩大; 当一单位 y_{it} 的增长带来 $\dot{y}_{i,t+1}$ 反向增长, 则区域经济呈现收敛, y_{it} 的系数为其收敛系数。也可解释为, 当每单位经济增长带来增长率的同向增长, 则区域间经济差距扩大, 当每单位经济增长带来增长率的缩小, 则区域间经济差距缩小。

5 实证分析结果

5.1 描述性统计

下表为 2010 年到 2021 年 31 个省级（不含港澳台）地区样本数据的基本描述性统计，可以看出所有样本数据均处在一定的取值范围之内，存在较大可比性。其中，数字经济发展指数 **digit** 数据最大值约为 8.978，最小值约为 0.095，但其均值仅为 2.5，可见我国数字经济发展存在着空间分布失衡、省际差距较大和整体水平偏低的现状。

除此之外，物质资本 **capit** 为来自《中国统计年鉴》的固定资产投资增长率数据，与其他数据取值间存在相对差距，但因其存在负值而无法进行对数处理，且其绝对差距尚未到达影响研究结果准确性的程度，故不进行处理，且本文采用不同样本期间的其他固定资本存量数据进行局部的实证分析，研究结果与采用本数据并无实质差距。

表 5.1 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
growth	310	0.0779	0.0501	-0.0518	0.2630
lnprgdp	310	10.7033	0.4428	9.6746	11.9496
digit	310	2.5000	1.3880	0.0947	8.9781
labor	310	1.0146	0.6808	0.0690	2.9498
flows	310	1.0000	0.0100	0.9665	1.0236
lnedu	310	7.8230	0.2918	6.9866	8.6328
capit	310	10.4710	11.0328	-56.6000	40.6000
infra	310	0.7572	1.3729	-1.4327	4.9084
lnurb	310	4.0350	0.2338	3.1272	4.4954
lnser	310	3.8779	0.1728	3.4843	4.4296

5.2 必要的检验

使用稳健标准误下的 hausman 检验来选择固定效用模型和随机效应模型。在传统的 hausman 检验中得到-126.17 的统计值；在采用修正的 hausman 检验后，得到了 1%显著性水平的统计值 65.75，则拒绝原假设，使用稳健标准误的固定效

应模型。

在固定效应检验中，在聚类稳健标准误使用组内估计量进行检验，得到 0.58 的 ρ 值，则复合扰动项方差更多来自个体效应 u_i 的变动；在不使用聚类稳健标准误的固定效应检验中，得到 p 值为 0.0000 的 F 检验结果，则强烈拒绝原假设，允许每个个体各具截距，使用固定效应模型明显优于 OLS 混合回归模型。

考虑到普通标准误仅约为聚类标准的一半而略失有效性，使用 LSDV 对双固定效应模型进行检验，得到绝大部分显著的个体虚拟变量和时间虚拟变量，确实存在固定效应，而不采用 OLS 模型进行分析。

5.3 回归结果分析

方程（1）至方程（4）为一组稳健标准误下的个体固定效用模型，按照不考虑其他变量、仅考虑人力和物质资本积累、两次加入交互项考虑的顺序进行分析，实证结果如表 5.2 所示。

表 5.2 基准回归模型的分析结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	0.0544*** (7.1841)	-0.0222 (-0.9787)	-0.2411*** (-8.5952)	-0.2338*** (-8.1967)
lnedu		0.1415*** (3.0949)	0.0944*** (3.2696)	0.1168*** (4.1307)
capit		-0.0010** (-2.5028)	-0.0011*** (-2.9025)	-0.0012*** (-3.0411)
digit*flows			0.0586*** (10.4527)	
lnprgdp*digit*flows				0.0048*** (9.6568)
_cons	-0.5046*** (-6.2235)	-0.7817*** (-2.7896)	1.7851*** (5.6472)	1.5474*** (4.8819)
个体固定			控制	
时间固定			未控制	
N	310	310	310	310
adj. R2	0.063	0.118	0.240	0.232

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

在方程（1）中，不考虑其他变量的情况下，每单位经济增长带来 0.0544 单位的经济差距扩大；方程（2）纳入社会人力资本和物质资本积累的考虑下， $\ln\text{prgdp}$ 对 growth 的系数由正转负，带来系数为 0.0222 的区域经济收敛，但并不显著。循环累积因果理论认为，各地区不同的经济禀赋会带来区域差距，但政府干预和社会财富积累可以缓解区域差距扩大，甚至促进区域经济收敛。

在方程（3）中，纳入数字经济与劳动力流动的交互项 $\text{digit} * \text{flows}$ ，该交互项对经济增速系数为正，具有显著的推动作用；作为负数的经济收敛系数绝对值增加为 0.2411，呈现出高度的显著性，故而数字经济与劳动力流动的交互影响对区域经济收敛作用显著。

在方程（4）中，纳入经济发展水平、数字经济与劳动力流动的交互项 $\ln\text{prgdp} * \text{digit} * \text{flows}$ ，显著推动经济增速提高；经济收敛系数绝对值减少为 0.2338，呈现出高度的显著性。现实中的经济发展水平和数字经济发展存在诸多联系，在三变量交互项中对区域经济收敛的作用存在部分抵消，而这部分区域经济收敛的抵消力量，略大于经济体数字化转型占比提高推动劳动力流动带来的收敛推动力量，在整体中使得对区域经济收敛的促进作用减小。

5.4 内生性检验：TSLs

在变量遗漏、互为因果、自选择和测量误差等因素的影响下，实证分析会由于外生性假设未得满足而出现内生性问题，为解决实证模型中可能出现的内生性问题，使用工具变量法对模型进行检验，通过 TSLs 来实现。在第一阶段中得到相关工具变量对解释变量的拟合值，并在第二阶段中以该与扰动项不相关的拟合值进行分析，得以消除内生性部分，从而得到一致估计。

5.4.1 劳动力流动

关于劳动力流动变量可能产生的内生性问题，考虑到在农作物受灾面积较广的地区，以农业工作为主的劳动力有较高的流出倾向，对劳动力流动产生影响。选取 2011 年至 2020 年 31 省（不含港澳台）的农作物受灾面积（千公顷）作为工具变量，数据来源于国家统计局官方网站，对于该指标中存在的个别数据缺失，使用线性插值法将最可能的数值对缺失值进行补充，该工具变量为 flowss 。

对该工具变量下的两个交互项变量（数字经济与劳动力流动的交互项，经济发展水平、数字经济与劳动力流动的交互项）进行相关性检验，在 TOLS 的第一阶段中均得到在 1% 显著水平下的正相关关系，同时得到大于 10 的 F 统计量，认为该工具变量具有强相关性，TOLS 分析结果如表 5.3 所示，数字经济和劳动力流动的交互项对区域经济收敛仍然起到了显著的促进作用区域经济收敛速度分别为 0.3395、0.4394。

表 5.3 工具变量 TOLS 分析结果

growth	(1)	(2)
lnprgdp	-0.3395**(-1.9842)	-0.4394*(-1.7331)
digit*flowss	0.0849*(1.8655)	
lnprgdp*digit*flowss		0.0094*(1.6776)
控制变量	控制	控制
_cons	2.9384(1.4576)	3.8115(1.3781)

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

在弱工具变量检验中，对两个交互项进行相关性检验，得到一个大于和一个略小于 15% 最大量的 Cragg-Donald Wald F 统计量；在 Davidson - MacKinnon 内生性检验中得到 0.4875 和 0.2761 的 P 值；在霍斯曼检验中未能拒绝原假设，认为劳动力流动变量在原实证模型中的内生性问题已在固定效应模型中得到解决，工具变量回归下的实证分析结论与原回归无本质差异，可以不纳入劳动力流动变量的内生性问题考虑。

5.4.2 数字经济发展指数

原回归中，数字经济发展指数与经济发展水平的分析变量存在显然的内生性问题，虽然使用面板数据的交互项变量与固定效应模型予以处理，仍然有考虑数字经济发展指数工具变量的必要性。采用 2011 年至 2020 年 31 省（不含港澳台）的光缆线路长度（公里）作为工具变量，数据来源于国家统计局官方网站，该工具变量为 digitt。

对该工具变量下的两个交互项变量（数字经济与劳动力流动的交互项，经济

发展水平、数字经济与劳动力流动的交互项)进行相关性检验,在TOLS的第一阶段中均得到在1%显著水平下的正相关关系,同时得到大于10的F统计量,认为该工具变量具有强相关性,TOLS分析结果如表5.4所示,数字经济和劳动力流动的交互项显著推动了区域经济收敛,每单位经济水平的增长,带来0.3880和0.3652单位的区域经济收敛。

表 5.4 工具变量 TOLS 分析结果

growth	(1)	(2)
lnprgdp	-0.3880*(-1.9968)	-0.3652*(-1.9563)
digitt*flows	0.0979*(1.8932)	
lnprgdp*digitt*flows		0.0078*(1.8486)
控制变量	控制	控制
_cons	3.5065(1.5401)	2.9946(1.4566)

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

5.4.3 对所有内生变量的 TOLS 检验

在单独考虑不同变量的内生性问题后,为提高内生性检验的可信度,将劳动力流动的工具变量flowss与数字经济发展指数的工具变量digitt均放入基准模型的TOLS估计中进行检验。在表5.5的分析结果中,数字经济和劳动力流动交互项下,每单位经济增长仍然带来了系数为负的经济增长率变化,区域经济增长速度仍然趋于收敛状态之中。

表 5.5 工具变量 TOLS 分析结果

growth	(1)	(2)
lnprgdp	-0.2842(-1.5903)	-0.3669(-1.5147)
digitt*flowss	0.0701(1.4753)	
lnprgdp*digitt*flowss		0.0078(1.4283)
控制变量	控制	控制
_cons	2.2903(1.0936)	3.0133(1.1298)

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

5.5 稳健性检验

为控制在实证过程中可能出现的遗漏变量问题，在实证模型中尽量选择更多可能对实证结果产生影响的控制变量，故采取控制变量法作为稳健性检验方法，在实证模型中，加入基础设施、城镇化率和产业结构三个控制变量进行稳健性分析。由稳健性检验结果可知，数字经济和劳动力流动的交互影响显著推动了区域经济收敛，与原回归结果并无实质性差异，实证结果如表 5.6 所示。

表 5.6 稳健性检验

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	-0.0961** (-2.3135)	-0.0996** (-2.2701)	-0.3195*** (-8.3798)	-0.3423*** (-9.0680)
digit*flows			0.0603*** (9.7336)	
lnprgdp*digit*flows				0.0052*** (10.6424)
五个控制变量			控制	
个体固定效应			控制	
时间固定效应			未控制	
_cons	-0.2380 (-1.2232)	-0.5469 (-1.5813)	2.1115*** (5.3985)	1.9751*** (5.3273)
N	310	310	310	310
adj. R2	0.135	0.150	0.257	0.262

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

为提高稳健性分析的可信度，改变样本区间为 2013 年至 2020 年，同时加入基础设施、城镇化率和产业结构三个控制变量，对样本数据进行稳健性分析。

表 5.7 稳健性检验

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	-0.0829*** (-2.8087)	-0.0904*** (-2.9059)	-0.2215*** (-4.8896)	-0.2457*** (-5.2301)
digit*flows			0.0331*** (3.9447)	
lnprgdp*digit*flows				0.0031*** (4.3240)
五个控制变量			控制	
个体固定效应			控制	
时间固定效应			未控制	

续表 5.7 稳健性检验

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
_cons	-0.3706** (-2.1154)	-0.8687** (-2.4502)	0.6597 (1.2118)	0.7222 (1.3755)
N	248	248	248	248
adj. R2	0.053	0.073	0.106	0.112

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

实证结果如表 5.7 所示,同时改变样本的时间区间与控制变量后进行稳健性检验,由分析结果可知,每单位经济增长对其增长率的变化仍为负面影响,区域经济增长状态仍然呈现较弱的收敛趋势,与原回归结果并无实质性差异,对样本数据进行分析,经济收敛,与原回归结果并无实质性差异。

5.6 异质性分析

将数据样本,按照国家统计局目前对东、中、西三大地带的划分标准,进行数字经济发展和劳动力流动交互影响下区域经济收敛情况的地区异质性分析,实证结果如表 5.8 所示。

5.6.1 东部

表 5.8 东部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	0.0719*** (11.4994)	0.0176 (0.5789)	-0.1695*** (-3.6089)	-0.1695*** (-3.6578)
lnedu		0.1926** (3.0380)	0.1285** (2.4690)	0.1503** (3.0663)
capit		-0.0003 (-0.7460)	-0.0006 (-1.6503)	-0.0007* (-1.8561)
digit*flows			0.0443*** (5.1943)	
lnprgdp*digit*flows				0.0036*** (5.3180)

续表 5.8 东部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
_cons	-0.7264*** (-10.4969)	-1.6603*** (-6.6861)	0.7754 (1.2051)	0.6162 (1.0539)
<i>N</i>	110	110	110	110
adj. <i>R</i> ²	0.096	0.147	0.239	0.232

t statistics in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

方程（1）中，在不考虑其他变量影响而仅凭借自然禀赋和经济基础时，东部具有三大地区中最高的经济差距扩大系数 0.0719，一单位经济增长将带来 0.0719 单位的经济差距扩大；方程（2）中，考虑到社会的人力、物质资本积累，经济差距系数仍然为正；方程（3）和方程（4）纳入交互项考虑后，交互项在显著促进经济增速提高的同时，使得区域经济收敛系数增加为 0.1695，在三大地区中居于末位。说明在变量间交互项的影响中，整体经济和数字经济部分重合下的区域经济收敛抵消力量，与经济体数字化转型占比提高推动劳动力流动的收敛推动力量基本持平，而东部地区数字经济较为发达，数字产业化和产业数字化占比较高，可知东部地区经济发展下的区域经济收敛抵消力量较大。

总体而言，东部地区在三大地区中，具有最大的经济差距扩大潜在力量，受数字经济驱动劳动力流动影响最小。

5.6.2 中部

表 5.9 中部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	0.0674*** (3.5489)	-0.0729 (-0.9414)	-0.2606*** (-4.8877)	-0.2628*** (-6.1681)
lnedu		0.1452* (2.0069)	0.0561 (0.5712)	0.0591 (0.6035)
capit		-0.0037* (-2.0262)	-0.0033 (-1.7594)	-0.0034 (-1.8093)

续表 5.9 中部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
digit*flows			0.0562** (3.0697)	
lnprgdp*digit*flows				0.0051** (3.0897)
_cons	-0.6328** (-3.1564)	-0.2520 (-0.3950)	2.3163** (2.4617)	2.3209** (2.7006)
N	80	80	80	80
adj. R ²	0.069	0.201	0.258	0.255

t statistics in parentheses. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

方程（1）中，不考虑其他变量时，中部的经济差距扩大系数在三大地区间处于西部之前，东部之后；方程（2）纳入人力和物质积累后，正值的经济差距系数转变为负值的区域经济收敛系数，在三大地区间处于西部之前，东部之后；方程（3）纳入两变量交互项与方程（4）纳入三变量交互项后，区域经济收敛系数排在西部之后、东部之前。

由此可知，中部地区的原生经济禀赋差距与次生地区财富积累在东部之后、西部之前；考虑到数字经济占比与数字经济和劳动力流动的交互影响时，区域经济收敛潜力在西部之后、东部之前。

5.6.3 西部

表 5.10 西部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
lnprgdp	0.0370*** (3.6938)	-0.0701** (-2.2320)	-0.2912*** (-5.6721)	-0.2895*** (-4.9696)
lnedu		0.1622** (2.8999)	0.1080** (2.3675)	0.1237** (2.7877)
capit		-0.0013** (-2.5402)	-0.0011* (-2.1698)	-0.0011** (-2.2135)

续表 5.10 西部地区样本回归结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)
digit*flows			0.0685*** (6.1815)	
lnprgdp*digit*flows				0.0060*** (5.5949)
_cons	-0.3025** (-2.8830)	-0.4066 (-1.1095)	2.1779*** (5.0020)	2.0505*** (4.4400)
<i>N</i>	120	120	120	120
adj. <i>R</i> ²	0.030	0.108	0.223	0.216

t statistics in parentheses. * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

在不考虑其他变量影响时，西部的经济差距扩大力量在三大地区中居于末尾，但加快地区经济数字化转型，支持数字经济发展刺激劳动力流动的措施，对推动西部地区实现区域经济收敛的潜在力量最大。

5.7 本章小结

本章在进行基准实证模型的分析后发现，数字经济和劳动力流动的交互效应，使得存在物质资本积累和人力资本积累的经济体从不显著的区域经济收敛变为显著的区域经济收敛。并通过交互项分析，证实了区域收敛需要数字经济推动劳动力流动发挥作用。

引入农作物受灾面积和光缆线路长度(公里)作为劳动力流动和数字经济发展的工具变量后，在TOLS检验中未改变基准模型分析结果的可靠性。使用控制变量法进行稳健性检验后，未改变基准模型分析结果的稳健性。

在分东中西部的异质性分析中，发现潜在的经济差距扩大力量由高到低排序为东部、中部、西部；数字经济驱动劳动力流动下的区域经济收敛力量由高到低排序为西部、中部、东部。即东部地区在原生禀赋下经济差距扩大趋势最强、在数字经济驱动劳动力流动下经济收敛趋势最弱；西部在原生禀赋下经济差距扩大趋势最弱、在数字经济驱动劳动力流动下经济收敛趋势最强。

6 考虑空间的实证分析

6.1 空间上的相关性

使用《中国统计年鉴》中 31 个省份（不包括港澳台）分年度的全体居民人均消费支出数据、城镇单位平均工资、城镇登记失业率和年末常住人口数据，通过调整量纲来提高数据可比性，将 2018 年和 2020 年各省数字经济发展指数与居民人均消费支出、城镇单位平均工资和城镇登记失业率三个变量做出散点回归图，如图 6.1 所示。

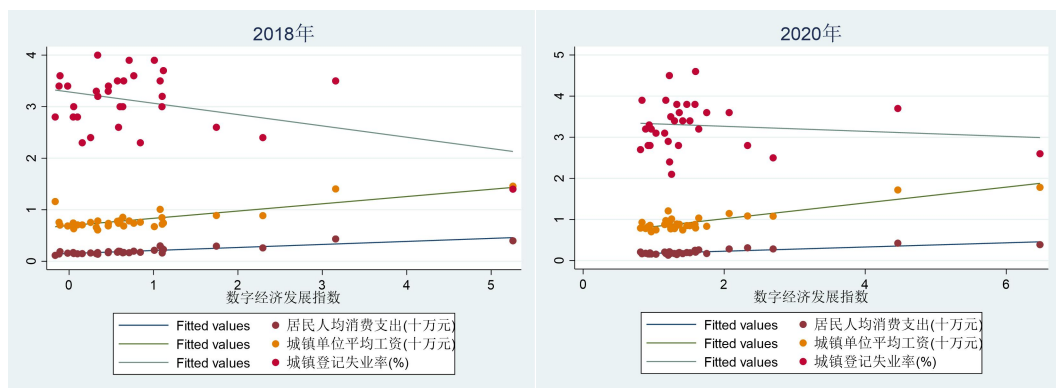


图 6.1 数字经济发展指数的散点回归

由上图可知，数字经济发展在事实上与居民人均消费支出（指居民为满足家庭日常消费的实物性支出和服务性支出）呈现正相关关系，可见数字经济发达地区具有更便利的消费渠道和更丰富的消费内容；数字经济发展与城镇单位平均工资呈现正相关，说明数字经济发达地区的平均工资水平更高；数字经济发展与城镇登记失业率呈现负相关，说明数字经济发展地区具有更多的就业机会。

便利丰富的消费选择、更高的就业增收机会作为数字经济发展带来的良好产业环境，建立在数字技术基础上更多元独特的消费内容与服务业数字化转型带来的消费端的“长尾效应”作为数字经济发展带来的良好制度环境，更高的人力资本外部性和技能外溢效应作为数字经济发展提高劳动者技能水平的主要途径，对区域间劳动力流动发挥着重要的推动作用。

6.2 实证模型的设计

在基准回归模型的框架下,设定如下的空间杜宾方程来检验数字经济对区域经济收敛的影响 $\dot{y}_{i,t+1} = a_0 + \rho W y_{it} + \alpha X_{it} + \beta W X_{it} + \sum \gamma \text{contr}_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it}$ 。

其中, i 表示国内 31 个省域, t 表示年份, $\dot{y}_{i,t+1}$ 为 i 省 $t+1$ 年的人均实际 GDP 增长率, y_{it} 、 X_{it} 、 contr_{it} 为滞后一期的人均实际 GDP、数字经济发展指数及其与劳动力流动指标的交互项、控制变量集合, contr_{it} 表示人力资本、物质资本、基础设施、城镇化率和产业结构五个控制变量滞后一期的集合, ρ 和 β 可反映出变量影响的空间溢出程度, W 表示地理空间权重矩阵, u_i 和 v_t 为个体固定效应与时间固定效应。考虑到数字经济使得各省在地理相邻地区之间更易分享数字基建、加强数字经济产出关联和生产经营协同合作,本文空间权重矩阵 W 设定为非对称性的 31 省(不含港澳台)地理距离矩阵,矩阵中的元素 w_{ij} 用来度量省份 i 和省份 j 之间的地理距离。

6.3 数据和实证分析

6.3.1 空间相关性检验

全域空间相关性分析从空间整体上测度 $Y_i (i = 1, 2, \dots, N)$ 分布的集聚状况,莫兰指数 I 计算公式为 $\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$, S^2 为样本方差, w_{ij} 为地理空间矩阵元素; 吉尔里指数 C 与莫兰指数 I 相似, 核心成分为二次项。通过空间相关性检验, 两个统计值在大部分考察年份表现显著, 可确认观测值存在地理空间上的依赖性, 适合使用空间计量模型进行分析。表 6.1 为人均 GDP 年增长率 growth 与人均实际 GDP 对数值 $\ln \text{prgdp}$ 的统计值结果。

表 6.1 空间相关性检验结果

变量	growth		lnprgdp	
	Moran's I	Geary's C	Moran's I	Geary's C
2011	0.098	0.848	0.376***	0.673***
2012	0.308***	0.695***	0.376***	0.677***
2013	0.307***	0.724***	0.368***	0.691***
2014	0.155**	0.733***	0.359***	0.700***
2015	0.139*	0.787**	0.348***	0.713***
2016	0.035	0.945	0.338***	0.720***
2017	0.198**	0.765**	0.343***	0.719***
2018	0.217***	0.747**	0.352***	0.712***
2019	0.033	0.87	0.348***	0.716***
2020	0.072	0.919	0.339***	0.728***

为确认 2019 年新冠疫情外生冲击下省域间的协作受阻是否对整体经济发展的空间依赖性带来根本性影响，且人均 GDP 年均增长率指标 growth 自 2019 年为始的统计值并不显著，图 6.2 为疫情爆发前后两年 growth 的局部莫兰图，可以看出正相关斜率有 1.32 值的缩小，但仍呈现正相关作用，不影响本文此后的研究分析。

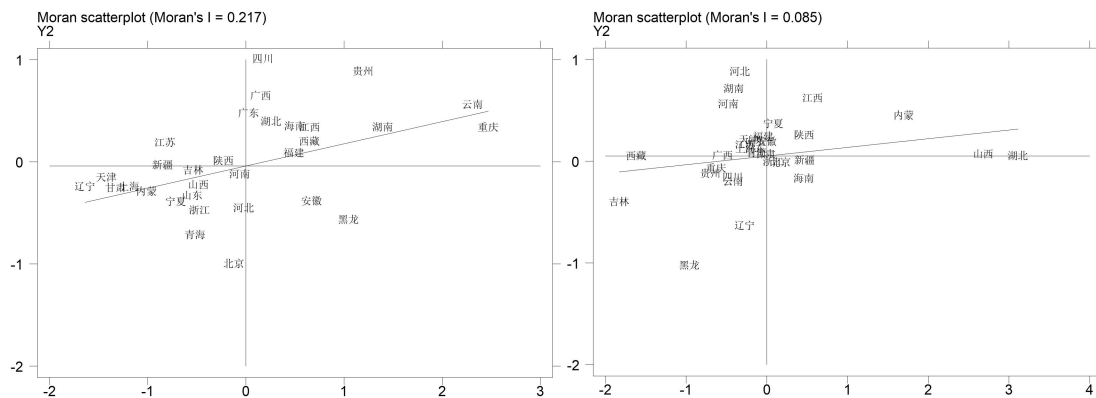


图 6.2 growth 的局部莫兰指数

6.3.2 实证分析的结果

为确认使用空间面板杜宾模型的适当性，本文将模型变量进行了关于空间误差和空间滞后的 LM 检验，得到大部分为 0.01 显著性水平的统计值，支持 SDM 模型的使用；在 Hausman 检验结果选择使用固定效应模型后，本文进行了固定效应检验，认为可以使用双固定效应的 SDM 模型。在考察数字经济和劳动力流动相

互影响下的区域经济发展趋势时，本文选择使用劳动力相对份额的年均增长率 flows 来度量劳动力流动程度，相较于劳动力相对份额，更能表现出各省域内在样本期间的劳动力流入流出状况。

其中，模型（1）至（3）为未考虑控制变量的情况，模型（4）至（6）将人力资本、物质资本、基础设施、城镇化率和产业结构五个控制变量纳入考虑，分析结果与模型（1）至（3）并无实质性差异，实证结论更加稳健。实证分析结果见表 6.2。

表 6.2 数字经济、劳动力流动与区域经济收敛的 SDM 结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnprgdp	-0.220*** (-7.10)	-0.233*** (-7.58)	-0.227*** (-7.25)	-0.262*** (-6.98)	-0.312*** (-7.81)	-0.308*** (-7.69)
digit		0.176 (-1.37)	0.000833 (0.03)		0.379** (2.54)	-0.00228 (-0.05)
flows		-0.417 (-0.95)			-0.0235 (-0.05)	
digit*flows		-0.196 (-1.51)			-0.393*** (-2.63)	
lnprgdp*digit			0.0273*** (3.88)			0.0386*** (4.32)
lnprgdp*digit*flows			-0.0289*** (-3.89)			-0.0394*** (-4.95)
Wx-lnprgdp	0.198*** (3.16)	0.187*** (2.61)	0.214*** (3.07)	0.103 (0.99)	0.112 (1.07)	0.0395 (0.36)
Wx-digit		-0.752*** (-2.83)	-0.0621 (-0.83)		-0.605** (-2.06)	-0.298** (-2.45)
Wx-flows		-1.438 (-1.47)			-1.72 (-1.57)	
Wx-digit*flows		0.744*** (2.77)			0.616** (2.09)	

续表 6.2 数字经济、劳动力流动与区域经济收敛的 SDM 结果

growth	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Wx-lnprgdp*digit			-0.0375***			0.000215
			(-2.76)			(0.01)
Wx-lnprgdp*digit*flow			0.0422***			0.025
s			(2.8)			(1.57)
控制变量	不控制			控制		
ind & time	固定					
Spatial - ρ	0.299***	0.300***	0.317***	0.291***	0.282**	0.279***
Variance - σ^2	0.0004***	0.0004***	0.0004***	0.0004***	0.0004***	0.0004***
R^2	0.0018	0.0087	0.0061	0.0004	8.66E-07	0.0047
N	310	310	310	310	310	310
likelihood	762.1172	771.8381	771.0187	769.8456	781.3099	783.5684
Hausman	47.63***	99.19***	56.49***	58.93***	96.52***	80.70***
lrtest_lag	9.73***	24.45***	23.84***	20.40***	37.16***	42.77***
lrtest_error	5.49**	18.28***	16.39***	16.23**	31.51***	35.97***
t statistics in parentheses, * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$						

由模型（1）可知，初期经济水平提高一个单位时，经济增长的收敛速度为 0.220%，空间溢出系数为 0.198。在模型（2）中将数字经济和劳动力流动的交互项纳入考虑后，发现数字经济系数为正，劳动力流动系数为负，二者交互项系数为负；则数字经济对经济增速的促进作用被劳动力流动削弱，又强化了劳动力流动对经济增速的影响；此时经济增长的收敛速度为 0.233%，较模型（1）的区域经济收敛作用更大，故区域经济收敛需要数字经济推动劳动力流动来发挥作用。

模型（3）考虑经济发展水平和数字经济的交互项，发现经济发展水平在数字经济对经济增长的促进作用中正向调节，且存在明显的替代关系；考虑经济发展水平、数字经济与劳动力流动三者的交互项，发现劳动力流动削弱了前二者交互项对经济增长的促进作用，此时经济增长的收敛速度为 0.227%，介于模型（1）和（3）的收敛速度之间。则在数字经济和劳动力流动共同促进经济收敛的过程

中，数字经济主要作用于发展增速，而数字经济推动下的劳动力流动成为经济体在长期中实现区域经济收敛的重要力量。

在各个模型的空间溢出效应分析中，本地区的经济发展水平与数字经济推动下的劳动力流动均加速了其他地区的经济增长；各地区经济增长程度的空间溢出系数均为显著的正向作用。对各个模型进行 LR 检验后，确认 SDM 模型不会退化为 SAR 和 SEM 模型，提高了分析的可靠性。

6.4 分域的机制分析

6.4.1 指标和检验

数字经济推动劳动力流动的背景下，各区域的人均可支配收入、人均资源产出和人均财政享受得到重新配置。其中，人均可支配收入以工资性收入为主，辅以转移性收入、经营性收入与动产不动产等来源的财产性收入构成；人均资源产出反映出当地主要能源产品的人均占有量和规模经营效率；人均财政享受反映地方财政预算支出对当地民生支出的惠及程度。以三者为基础建立人均效用 $preso$ 的指标体系，如表 6.3 所示。

表 6.3 机制变量的指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
人均效用 $preso$	人均可支配收入	全体居民人均可支配收入	+
	人均资源产出	人均能源产值。地方发电量/常住人口 人均农业产值。地方农业产值/常住人口	+
	人均财政享受	人均地方财政一般预算支出	+

数据来自于国家统计局官网公布的 2011 年至 2020 年 31 省（不含港澳台）分年度数据，通过主成分分析法进行综合指标的测度并进行非负性处理，测度所得各省人均效用的数据如表 6.4 所示：

表 6.4 人均效用的测度结果

省份	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
北京	1.31	1.53	1.79	1.98	2.40	2.69	2.95	3.29	3.49	3.48
天津	0.88	1.06	1.28	1.47	1.68	1.93	1.93	2.02	2.29	2.22
河北	0.14	0.25	0.35	0.42	0.53	0.62	0.74	0.90	1.04	1.17
山西	0.28	0.41	0.54	0.60	0.68	0.74	0.86	1.04	1.19	1.34
内蒙古	0.96	1.17	1.39	1.55	1.70	1.83	1.99	2.24	2.47	2.62
辽宁	0.53	0.71	0.88	0.95	0.96	1.03	1.14	1.29	1.44	1.53
吉林	0.32	0.45	0.59	0.69	0.79	0.92	1.01	1.11	1.26	1.42
黑龙江	0.29	0.46	0.60	0.70	0.85	0.96	1.11	1.21	1.37	1.53
上海	1.49	1.66	1.85	2.04	2.44	2.74	3.05	3.39	3.55	3.64
江苏	0.63	0.79	0.94	1.07	1.24	1.37	1.52	1.70	1.88	2.03
浙江	0.72	0.84	1.00	1.13	1.36	1.50	1.67	1.89	2.15	2.24
安徽	0.13	0.27	0.38	0.48	0.59	0.69	0.83	0.95	1.13	1.22
福建	0.42	0.56	0.72	0.83	1.00	1.14	1.29	1.44	1.60	1.69
江西	0.09	0.21	0.34	0.45	0.59	0.69	0.81	0.97	1.15	1.27
山东	0.30	0.43	0.57	0.67	0.83	0.94	1.04	1.19	1.32	1.39
河南	0.08	0.18	0.28	0.36	0.44	0.53	0.63	0.76	0.89	0.96
湖北	0.24	0.38	0.51	0.64	0.80	0.91	1.03	1.16	1.34	1.42
湖南	0.14	0.26	0.37	0.45	0.57	0.70	0.82	0.95	1.12	1.25
广东	0.43	0.53	0.66	0.77	1.00	1.12	1.28	1.41	1.61	1.69
广西	0.12	0.23	0.33	0.42	0.53	0.63	0.74	0.87	1.02	1.12
海南	0.40	0.55	0.68	0.80	0.94	1.10	1.21	1.41	1.60	1.70
重庆	0.27	0.42	0.49	0.60	0.75	0.86	0.99	1.12	1.27	1.38
四川	0.12	0.24	0.37	0.49	0.60	0.70	0.81	0.96	1.10	1.26
贵州	0.05	0.19	0.29	0.43	0.57	0.68	0.79	0.92	1.14	1.20
云南	0.11	0.24	0.42	0.53	0.62	0.73	0.88	1.02	1.22	1.34
西藏	0.78	1.02	1.24	1.50	1.84	2.14	2.28	2.73	3.08	3.17
陕西	0.24	0.37	0.50	0.61	0.72	0.79	0.91	1.05	1.22	1.35
甘肃	0.09	0.21	0.33	0.43	0.57	0.66	0.76	0.95	1.08	1.21
青海	0.78	1.06	1.23	1.36	1.54	1.59	1.70	1.98	2.28	2.44
宁夏	0.80	1.00	1.15	1.27	1.42	1.53	1.78	2.00	2.15	2.31
新疆	0.43	0.64	0.88	1.05	1.25	1.40	1.58	1.75	1.91	2.06

6.4.2 全域的空间相关性分析

为分析数字经济发展在与劳动力流动相互影响下对区域经济收敛的影响,按照国内东、中、西部省份的划分标准,考察三大地区在数字经济和劳动力流动影响下的人均效用 $preso$ 配置情况。考虑到各地区每年度的人均效用都存在对上一年度人均效用的承接,且地理相邻越近的地区,其人均效用越有相似的自然、经济和社会背景,对该指标进行空间相关性检验,所得莫兰指数统计值在样本期内

均存在显著的空间正相关性，可以使用空间计量模型分析，检验结果如表 6.5 所示。

表 6.5 莫兰指数统计值

年份	2011	2012	2013	2014	2015
统计值	0.205***	0.181**	0.194 **	0.193 **	0.193**
年份	2016	2017	2018	2019	2020
统计值	0.203***	0.179**	0.156 **	0.160**	0.132*

由人均效用 *preso* 指标在疫情前后两年（2018 年和 2020 年）的区域分布图可知其空间分布存在着明显的地区异质性，东部和西部较多，而中部较少。其中，东部较丰富的人均效用主要来自于发达地区更高工资水平带来的更高的人均可支配收入，西部较丰富的人均效用主要来自于欠发达地区更多自然资源带来更高的人均资源产出，见图 6.2 所示。

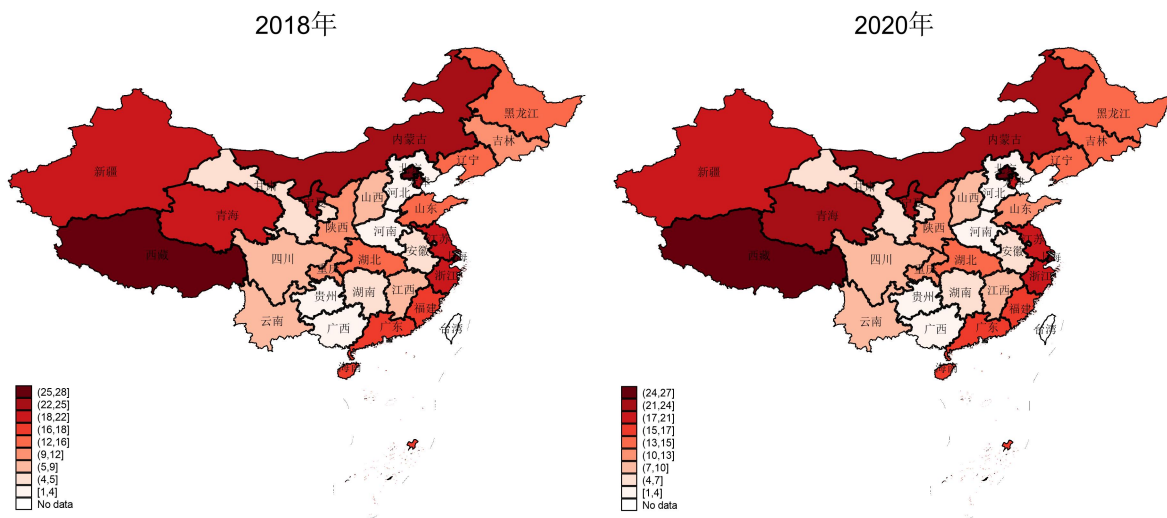


图 6.3 人均效用 *preso* 的空间分布

6.4.3 分析的结果

通过对样本数据进行 LM 检验、Hausman 检验和固定效应检验，仍支持选用双固定效应的 SDM 模型进行分析；并在消除控制变量影响后进行检验，可以确认实证结论的稳健性。实证结果如表 6.6 所示。

表 6.6 数字经济、劳动力流动对不同地区的人均效用影响

preso	西部 01	西部 02	中部 01	中部 02	东部 01	东部 02
Main						
digit	-0.245***	-7.767***	0.0731**	1.960**	0.194***	2.158*
	(-3.57)	(-6.45)	(2.18)	(2.34)	(3.92)	(1.81)
flows		-8.554***		7.832**		2.089
		(-3.46)		(2.42)		(0.46)
digit*flows		7.523***		-1.868**		-1.942
		(6.28)		(-2.26)		(-1.64)
控制变量	控制					
ind & time	固定					
Wx						
digit	-0.183	-17.22***	-0.0134	-1.916	-0.238*	-4.145**
	(-0.72)	(-3.77)	(-0.22)	(-1.43)	(-2.18)	(-2.03)
flows		-34.43***		-6.823		-15.62**
		(-3.88)		(-1.62)		(-2.04)
digit*flows		16.85***		1.942		3.999**
		(3.68)		(1.44)		(1.97)
Spatial						
rho	0.0857	-0.0261	0.0843	0.0649	-0.165	-0.128
Variance						
sigma2_e	0.0044***	0.0030***	0.0006***	0.0006***	0.0055***	0.0048***
r2	0.000314	0.276	0.82	0.853	0.351	0.188
likelihood	154.7495	177.1455	181.9741	185.9160	127.0110	135.4781
Hausman	-2.82	-10.83	96.08***	-111.79	43.65***	56.85***
lrtest_lag	15.96**	26.77***	17.64***	21.43***	22.29***	35.34***
lrtest_error	16.34**	27.20***	18.27***	22.47***	22.69***	34.82***
N	120	120	80	80	110	110

t statistics in parentheses, * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

由实证结果可知，在西部 01 模型分析中，不考虑劳动力流动时，数字经济对人均效用的影响为显著的负值，这与欠发达区域相对较低的数字经济发展水平和大量的人才流失相关。西部 02 模型引入数字经济和劳动力流动的交互项后，两者对人均效用显著的负向影响变为正向影响，在空间传导效应中这种作用更加明显。说明在实现欠发达区域人均意义上的跨越式赶超进程中，数字经济和劳动力流动必须结合起来发挥共同作用。

在东部 02 模型中引入数字经济和劳动力流动的交互项后，相较于二者单独对人均效用的影响，仍然发生了方向性的逆转。交互项对东部人均效用的影响在直接效应中为不显著的负值，在空间传导效应中为显著的正值，但增长系数远远小于西部。

中部的实证结果与东部类似，但作用程度小于东部。数字经济对人均效用的影响介于西部和东部之间，劳动力流动对人均效用的正向影响大于东部，这与中部承担由人口流入带来的公共服务压力较东部为少有关；数字经济和劳动力流动的交互项对中部人均效用作用为负，这与中部地区较西部而言自然资源更少、较东部而言人均收入更低相关，放大了中部地区要素流动受限、资源配置低效与供给需求错配的负面影响。

由实证结果可知，数字经济推动劳动力流动的进程中，实现了各区域的人均财政享受、人均可支配收入与人均资源产出的重新配置，对欠发达地区的正向作用较发达地区更大，有利于经济体在长期中实现人均意义上的区域经济收敛。

6.5 本章小结

在各省数字经济与消费水平、收入水平、失业率的简单回归中，发现分析数字经济内生赋能劳动力提高流动能力、外生建设制度和产业环境降低劳动力流动成本的机制在现实数据中已有体现，为考察数字经济驱动劳动力流动实现区域经济收敛的机制所在，建立空间计量模型来从空间角度上观察各地区的人均效用变化。

在非地区异质性的空间计量模型分析中，发现数字经济和劳动力流动二者在区域经济收敛的实现进程中具有缺一不可的地位，且数字经济侧重于经济提速的作用，劳动力流动侧重于区域经济收敛的作用；各区域数字经济驱动劳动力流动

同时促进本地和邻近区域的人均收入趋同。

在地区异质性的空间计量模型分析中，根据“3.1 机制的阐述”，建立包括人均可支配收入、人均资源产出和人均财政享受的人均效用指标体系，发现数字经济对人均效用的正向提升在东部最大，劳动力流动对人均效用的正向提升在西部更大。而在数字经济驱动劳动力流动的背景下，人均效用在西部的增长远远超过在东部的提升，由此，有利于经济体在长期中实现人均意义上的区域经济收敛。

具体来说，在不考虑数字经济驱动的背景下，劳动力流动只带来西部人均效用的减少和东部人均效用的增加，区域差距变大，即“迁移谜题”的出现。仅在考虑数字经济发展驱动劳动力流动时，欠发达区域人均效用的提升才会远大于发达区域人均效用的增加，经济体得以在长期中实现区域收敛，打破“迁移谜题”。

7 延伸：数字经济与省际劳动力流动

7.1 散点图下的思考

对各省在疫情前后两年（即 2018 年、2020 年）的数字经济发展指数与劳动力相对份额间关系进行简易的散点图拟合，发现二者间可能在现实中出现了与理论分析相悖的微弱负相关。为了在散点图中呈现出劳动力静态量的多寡而非动态量的变动，此处度量劳动力的变量为前文劳动力流动指标计算中出现的劳动力相对份额计算值，散点拟合图如 7.1 所示。

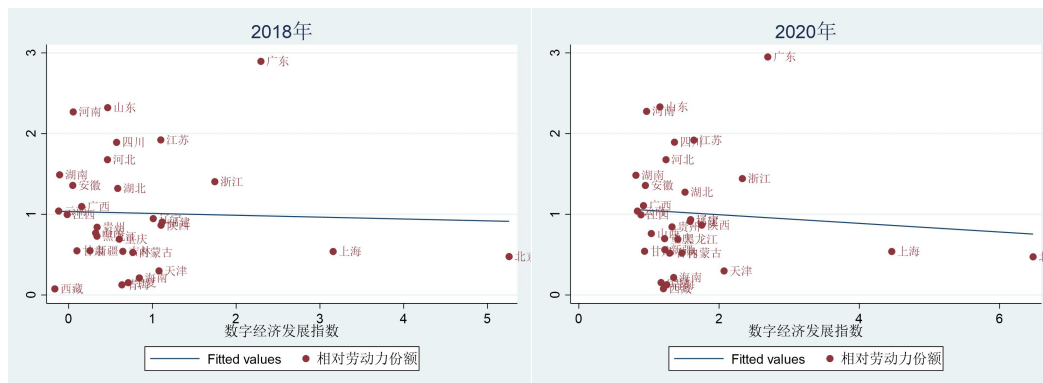


图 7.1 劳动力相对份额与数字经济发展指数的拟合

由于北京和上海与其他省级相比地域面积更小，在不考虑个别异常值的情况下，对数字经济发展指数与省际劳动力相对份额进行散点回归，得到 -0.0099 的相关系数。我国的数字经济发展一直呈现发展差距较大、整体水平不平衡的状态，不利于为劳动力流动提供激励良好的制度环境和产业环境，也不利于各地区劳动力获得平等的技能提升机会，结合散点图中呈现的微弱负相关关系，认为数字经济发展对省际劳动力流动的推动作用，在数字经济发展水平达到一定程度时才会显著出现，如 7.2 所示。

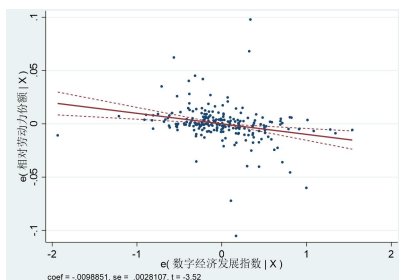


图 7.2 相对劳动力份额与数字经济发展指数的散点回归

7.2 建立面板门槛模型

为考察数字经济发展对劳动力流动的推动作用是否存在门槛效应,建立面板数据的门槛效应模型进行检验。面板门槛模型利用不同的门槛值将样本进行分组,在确定变量变化的拐点之后进行分段回归,检验每组参数是否存在显著的差异。确立面板数据的单门槛效应模型如下,多门槛模型以此类推:

$$\text{flows}_{it} = C + \alpha \cdot \text{digit} \cdot 1(\text{digit} \leq \gamma) + \beta \cdot \text{digit} \cdot 1(\text{digit} > \gamma) + \delta \cdot \text{contr}_{it} + \mu_{it}$$

其中, flows_i 表示劳动力流动, digit 代表数字经济发展水平, γ 为模型设定的门槛值, contr_{it} 表示人力资本、物质资本、基础设施、城镇化率和产业结构五个控制变量; 当 $\text{digit} \leq \gamma$ 时 $1(\text{digit} \leq \gamma) = 1$, 否则为零, 当 $\text{digit} > \gamma$ 时 $1(\text{digit} > \gamma) = 1$, 否则为零。

7.3 面板门槛模型检验

对 31 省级自 2011 至 2020 十年间的 digit 数据存在门槛值数量的不同状况,在模型分析中使用梯度下降法分别估计,使用 Hansen (1999) 的 bootstrap 自助法,在 State17 中反复抽样 300 次,得到概率值 P 来 F 统计量通过检验的显著性水平,得到如表 7.1 的门槛效应检验结果。

表 7.1 门槛效应检验结果

Threshold effect test (bootstrap = 300 300 300):

Threshold	RSS	MSE	Fstat	Prob	Crit10	Crit5	Crit1
Single	0.1252	0.0004	87.37	0.0000	18.4873	23.5511	32.2169
Double	0.1204	0.0004	11.96	0.3600	22.8727	26.3290	34.7210
Triple	0.1169	0.0004	8.90	0.4833	18.2062	23.1937	34.3802

由门槛效应检验结果可知,由 digit 为门槛变量的模型具有一个门槛值,应使用面板数据的单门槛模型进行分析。易得当似然比 LR 统计量趋近于零时的门

槛估计值 γ ，表 7.2 为 95%置信区间下的门槛值估计结果，门槛值为 4.1396。

表 7.2 门槛值估计结果

Threshold estimator (level = 95):

model	Threshold	Lower	Upper
Th-1	4.1396	4.0945	4.2448

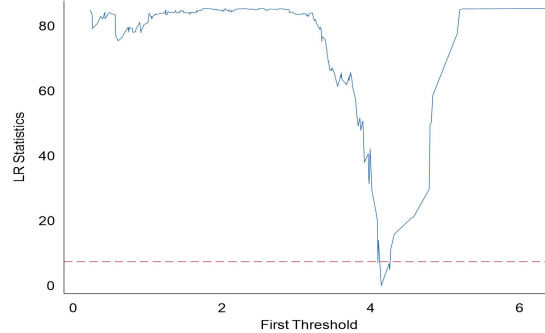


图 7.3 LR 统计值的函数图

得到该置信区间下的 LR 函数图，LR 统计量最低点对应的横轴坐标为真实门槛值，由于虚线临界值明显大于最低点的 LR 统计量，认为 **digit** 变量的 4.1396 门槛值真实有效，如图 7.3 所示。

7.4 门槛模型回归分析

由面板数据的单门槛模型回归分析可知，当 $digit < 4.1396$ 时，数字经济处于较低的发展水平，对劳动力流动具有微弱的负面作用；当 $digit > 4.1396$ 时，数字经济对劳动力流动的推动作用并不显著，面板门槛模型的参数估计结果如表 7.3 所示。

表 7.3 面板门槛模型的参数估计结果

flows	回归系数	T 值	flows	回归系数	T 值
$digit < 4.1396$	-0.0153***	-0.0036	lnedu	0.0641***	-0.0222
$digit > 4.1396$	0.0008	-0.0030	capit	-0.0025	-0.0002
infra	0.0446***	-0.0060	Constant	1.159***	-0.2190
lnurb	-0.0312	-0.0393	Observations	310	
lnser	-0.1340***	-0.0228	R-squared	0.7091	

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

由前文表 5.1 描述性统计可知, digit 均值为 2.5, 最值为 0.0947 和 8.9781, 可见我国目前的地区间数字经济发展水平差距较大, 拉低了平均水平。欠发达地区较低的数字转型发展水平和区域间显著的数字经济发展差距, 在可见的现实中对国内劳动力流动及长期中的区域经济收敛存在负面影响。

7.5 本章小结

在现实数据中未能发现数字经济发展与各省劳动力相对份额的明显关系, 而发现我国目前的数字经济发展水平整体不均衡、内部差异大。建立数字经济发展对劳动力流动的面板门槛模型后发现, 数字经济必须有一定的发展基础才能起到驱动劳动力流动的作用, 而我国目前区域间显著的数字经济发展差距, 对实现数字经济驱动劳动力流动下的区域经济收敛具有不利影响。

只有西部的数字水平提高后, 劳动力流动才能起到各区域人均效用同时提高、把蛋糕做大的效果, 否则劳动力流动只能以西部人均效用为牺牲, 仅促进了东、中部人均效用的增长, 区域差距扩大。

8 结论和启示

“促进劳动力、人才跨地区顺畅流动”是建设全国统一大市场、构建新发展格局的内在要求，劳动力流动是推动经济社会发展、区域经济收敛的重要力量，但我国的劳动力流动在现实中仍受桎于户籍制度和社会保障等多方面限制，出现了劳动力流动与区域差距并存的“迁移谜题”。本文从数字经济角度分析了破除劳动力流动障碍的机制，从提高劳动者技能水平来增加其流动能力，从提供适宜的制度环境来降低劳动力流动成本，从创造良好的产业环境来增加迁入地就业容纳量，在数字经济推动的劳动力流动中实现区域经济收敛。

在理论与实证的分析中证实，区域经济收敛需要数字经济推动劳动力发挥作用。在此进程中，数字经济驱动下的劳动力流动对西部人均效用的提升大于对东部人均效用的增加，打破“迁移谜题”，经济体在长期中实现区域经济收敛。

但是，我国仍存在着数字经济发展差距较大的问题，有损这一机制的实现，尤其是省际间较大的数字经济发展差距并不利于劳动力流动的自由选择和良性发展，欠发达地区继续加强产业数字化转型和数字政府建设是打破劳动力流动桎梏、推动区域经济收敛发展的必然选择。

欠发达地区应注重以数字平台发展提高劳动者技能水平和自由流动能力，加强消费性服务业数字化转型来提高迁入地的就业容纳量与异地劳动力的就业稳定性，促进数字政府建设建设为劳动者提供均等化的基本公共服务。由此，加快数字经济驱动劳动力流动在区域间重置人均效用的效率，使得数字经济推动劳动力流动实现人均意义上区域经济收敛的机制尽快形成，提升全体居民共享数字经济发展福利的机会。

参考文献

- [1]Barro, R. (1994), *Economic Growth and Convergence*. San Fransisco: Institute for Contemporary Studies Press, California, USA.
- [2]Barro, R.et al. (1991), *Convergence Across States and Regions*. *Brookings Papers on Economic Activity*. (1) : 107- 182.
- [3]Barro, R. , Sala-i-Martin (1990), *Economic Growth and Convergence Across the United States*. NBER Working Paper, No.3419.
- [4]Barro, R. , Sala-i-Martin X.*Convergence*[J].*The Journal of Political Economy*, 1992 (2) -223-251.
- [5]Krugman P. *Increasing returns and economic geography*[J]. *Journal of Political Economy*, 1991(3).
- [6]Krusell, P. , L. E. Ohanian, J. V. Rios— Rull, and G. L. Violante. *Capital — Skill Complementarity and Inequality: A Macroeco- nomic Analysis* [J] . *Econometrica*, 2000(5)
- [7]袁冬梅,魏后凯,杨焕. 对外开放、贸易商品结构与中国城乡收入差距——基于省际面板数据的实证分析[J]. *中国软科学*, 2011 (06) :47-56.
- [8]陆铭,欧海军,陈斌开. 理性还是泡沫:对城市化、移民和房价的经验研究[J]. *世界经济*, 2014, 37 (01) :30-54. DOI:10. 19985/j. cnki. cassjwe. 2014. 01. 003.
- [9]董直庆,蔡啸,王林辉. 技能溢价:基于技术进步方向的解释[J]. *中国社会科学*, 2014(10) :22-40+205-206.
- [10]郭凯明,罗敏. 有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J]. *中国工业经济*, 2021 (03) :24-41.
- [11]杨明海,张红霞,孙亚男. 七大城市群创新能力的区域差距及其分布动态演进 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2017, 34 (03) :21-39.
- [12]杨明海,张红霞,孙亚男,李倩倩. 中国八大综合经济区科技创新能力的区域差距及其影响因素研究[J]. *数量经济技术经济研究*, 2018, 35 (04) :3-19.
- [13]盛来运,郑鑫,周平,李拓. 我国经济发展南北差距扩大的原因分析[J]. *管理世界*, 2018, 34 (09) :16-24

- [14]邓睦军, 龚勤林. 中国区域政策的空间属性与重构路径[J]. 中国软科学, 2018(04):74-85.
- [15]王小鲁, 樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素[J]. 经济研究, 2004(01):33-44.
- [16]陆铭. 城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(04):1499-1532.
- [17]姚枝仲, 周素芳. 劳动力流动与地区差距[J]. 世界经济, 2003(04):35-44.
- [18]毛新雅, 翟振武. 中国人口流迁与区域经济增长收敛性研究[J]. 中国人口科学, 2013(01):46-56+127.
- [19]沈坤荣, 唐文健. 大规模劳动力转移条件下的经济收敛性分析[J]. 中国社会科学, 2006(05):46-57+206.
- [20]王必达, 苏婧. 要素自由流动能实现区域协调发展吗——基于“协调性集聚”的理论假说与实证检验[J]. 财贸经济, 2020, 41(04):129-143.
- [21]刘文新, 张平宇. 中国互联网发展的区域差异分析[J]. 地理科学, 2003(04):398-407.
- [22]王彬燕, 田俊峰, 程利莎, 浩飞龙, 韩翰, 王士君. 中国数字经济空间分异及影响因素[J]. 地理科学, 2018, 38(06):859-868.
- [23]刘军, 杨渊璠, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(06):81-96.
- [24]田海燕, 李秀敏. 财政科教支出、技术进步与区域经济协调发展——基于引致技术进步动态多区域 CGE 模型[J]. 财经研究, 2018, 44(12):85-99.
- [25]陈修颖, 苗振龙. 数字经济增长动力与区域收入的空间分布规律[J]. 地理学报, 2021, 76(08):1882-1894.
- [26]刘军, 曹雅茹, 鲍怡发, 招玉辉. 制造业智能化对收入差距的影响研究[J]. 中国软科学, 2021(03):43-52.
- [27]杨伟国, 邱子童, 吴清军. 人工智能应用的就业效应研究综述[J]. 中国人口科学, 2018, (05):109-119+128.
- [28]夏杰长, 刘诚. 数字经济赋能共同富裕: 作用路径与政策设计[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(09):3-13.

- [29]刘传明,尹秀,王林杉.中国数字经济发展的区域差异及分布动态演进[J].中国科技论坛,2020(03):97-109.
- [30]马中东,宁朝山.数字经济、要素配置与制造业质量升级[J].经济体制改革,2020(03):24-30.
- [31]王玉柱.数字经济重塑全球经济格局——政策竞赛和规模经济驱动下的分化与整合[J].国际展望,2018,10(04):60-79+154-155.
- [32]卞元超,吴利华,白俊红.高铁开通、要素流动与区域经济差距[J].财贸经济,2018,39(06):147-161.
- [33]谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,17(04):1557-1580.
- [34]孙晋.数字平台的反垄断监管[J].中国社会科学,2021(05):101-127+206-207.
- [35]朱太辉,林思涵,张晓晨.数字经济时代平台企业如何促进共同富裕[J].金融经济研究,2022,37(01):181-192.
- [36]陈小辉,张红伟,吴永超.数字经济如何影响产业结构水平?[J].证券市场导报,2020(07):20-29.
- [37]杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021,38(04):3-15.
- [38]鲁元平,王军鹏.数字鸿沟还是信息福利——互联网使用对居民主观福利的影响[J].经济学动态,2020(02):59-73.
- [39]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,54(08):71-86.
- [40]宋晓玲.数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验[J].财经科学,2017(06):14-25.
- [41]张贺,白钦先.数字普惠金融减小了城乡收入差距吗?——基于中国省级数据的面板门槛回归分析[J].经济问题探索,2018(10):122-129.
- [42]梁双陆,刘培培.数字普惠金融与城乡收入差距[J].首都经济贸易大学学报,2019,21(01):33-41.
- [43]周利,冯大威,易行健.数字普惠金融与城乡收入差距:“数字红利”还是“数

- 字鸿沟”[J]. 经济学家, 2020(05):99-108.
- [44]李牧辰,封思贤,谢星. 数字普惠金融对城乡收入差距的异质性影响研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2020, 20(03):132-145.
- [45]温锐松. 互联网助力解决相对贫困的路径研究[J]. 电子政务, 2020(2): 86-91.
- [46]万相昱,蔡跃洲,张晨. 数字化建设能够提高政府治理水平吗[J]. 学术研究, 2021(10):94-99.
- [47]杨开忠,顾芸,董亚宁. 空间品质、人才区位与人力资本增长——基于新空间经济学的研究[JOL]. 系统工程理论与实践 1-23[2021-11-29].
- [48]刘航,伏霖,李涛,孙宝文. 基于中国实践的互联网与数字经济研究——首届互联网与数字经济论坛综述[J]. 经济研究, 2019, 54(03):204-208.
- [49]李辉. 大数据推动我国经济高质量发展的理论机理、实践基础与政策选择[J]. 经济学家, 2019, (3): 52-59]
- [50]刘传明,马青山. 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, 2020(03):75-88+127-128.
- [51]赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020, 36(10):65-76.
- [52]洪兴建. 中国地区差距、极化与流动性[J]. 经济研究, 2010, 45(12):82-96.
- [53]张传勇. 劳动力流动、房价上涨与城市经济收敛——长三角的实证分析[J]. 产业经济研究, 2016(03):82-90.
- [54]张传勇,刘学良. 房价对地区经济收敛的影响及其机制研究[J]. 统计研究, 2017, 34(03):65-75.
- [55]杨仁发,魏琴琴. 营商环境对城市创新能力的影响研究——基于中介效应的实证检验[J]. 调研世界, 2021(10):35-43.
- [56]丛屹,俞伯阳. 数字经济对中国劳动力资源配置效率的影响[J]. 财经理论与实践, 2020, 41(02):108-114.
- [57]罗楚亮,李实,岳希明. 中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J]. 中国社会科学, 2021(01):33-54+204-205.

- [58]杨俊,李雪松.教育不平等、人力资本积累与经济增长:基于中国的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2007,(02):37-45.
- [59]魏敏,李书昊.新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(11):3-20.
- [60]王军,朱杰,罗茜.中国数字经济发展水平及演变测度[J].数量经济技术经济研究,2021,38(07):26-42.
- [61]鲁玉秀,方行明,张安全.数字经济、空间溢出与城市经济高质量发展[J].经济经纬,2021,38(06):21-31.
- [62]杨开忠,范博凯,董亚宁.空间品质、创新活力与中国城市生产率[J].经济管理,2022,44(01):47-64..
- [63]徐敏,姜勇.中国产业结构升级能缩小城乡消费差距吗?[J].数量经济技术经济研究,2015,32(03):3-21.
- [64]赵伟,马瑞永.中国经济增长收敛性的再认识——基于增长收敛微观机制的分析[J].管理世界,2005(11):12-21.
- [65]潘文卿.中国区域经济差异与收敛[J].中国社会科学,2010(01):72-84+222-223.
- [66]刘强.中国经济增长的收敛性分析[J].经济研究,2001(06):70-77.
- [67]徐清源,单志广,马潮江.国内外数字经济测度指标体系研究综述[J].调研世界,2018(11):52-58.
- [68]荆文君,孙宝文.数字经济促进经济高质量发展:一个理论分析框架[J].经济学家,2019(02):66-73.
- [69]郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,2016(10):34-49.
- [70]张恒龙,罗唯.基本公共服务均等化对城市群协调发展的驱动机制[J].上海商学院学报,2021,22(05):55-73.

后 记

三年的求学生涯给我留下了浓墨重彩的痕迹，不在于生活上的丰富多姿，而在于观念上的不断变革与独立思考能力的可喜更新。

在这里首先感谢我的授业恩师，他在繁忙公事中仍能拨冗为师门兄弟姐妹们定期开会探讨思想，做导师真是太不容易的工作，我时常在被导师点拨后自惭于前时的浅薄言论和强拉逻辑，又感恩于导师春风细雨给予我们的耐心。最佩服导师的一点就在，即使是第一次听到我不成体系的想法，发现我沉溺在他人的既有观点和自我的粗暴想象中横冲直撞，导师总是可以径直跳出我的思维怪圈，从中精确提炼出主线思想对我进行点拨；其次感激导师的一点，是导师授人以渔的教育方式，总是可以感受到自己的思维框架从一团乱麻中被拉扯到更清晰的道路上，这条道路是导师方向指导下自己的选择，而非强加的研究任务，我的论文就是在这样的进程中从拼凑的碎片逐渐成形；再次感激导师的一点，是导师在研究学习之外，对我们日常生活的殷切关照和人格塑造的淳淳教导，不敢说三年的学术能力有了多大的长进，但现在的我和刚入学时那个莽撞的学生确实有了翻天覆地的改变，在为人作风和处事标准方面有了更清晰的界限和自我坚持……

在这里非常感激本专业各位同学和同寝舍友，本级各位同学间互相关怀，彼此都建立的深厚的同窗情谊，也从不吝惜在学习和生活中的互相帮助，在遇到难题挑战时共同进退，相互提供可靠的臂膀。尤其是我的三位舍友，经常在宿舍中展开学术研讨，对彼此的论文观点和实证学习都热情相助，毫无曲为之防、并驱争先之意，在我的学习生活中给予了满溢的关心和照顾。

在这里非常感激母校，在兰财的时光里我酝酿出深刻的情感体悟，这是我人生中成长最快、思考最多、自我变革最激烈的三年，看似枯燥单调的“疫情下”生活中，却有着令自己都诧异的换骨变新，这样的成长对我来说太过珍贵，也并不确定如果在其他地方能否得到这样可喜的进步。除此之外，每个城市独具各自特殊的气息，兰州厚重安宁的氛围赐予我潜移默化的心灵启迪，一点点摒去我浮躁莽撞的一面，一点点涤荡我起皱烦扰的内心。书到用时方恨少，下笔难以细腻描绘出此时的想法情绪，只能寄予最简单不过的感激和祝福，感恩段家滩校区，祝愿母校和兰州越来越好！