初始劳动力市场条件与个体劳动力市场表现[[1]](#footnote-1)\*

罗楚亮 高天一 邹先强

 摘要：初始劳动力市场条件通过个体人力资本积累和工作搜寻行为对个体的收入水平和工作质量产生长期影响，并最终影响个体终身的职业发展。本文基于1986-2009年中国城镇住户调查（UHS）数据，实证检验了初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响。研究结果表明，不利的初始劳动力市场条件会降低个体未来的收入水平，进入劳动力市场时的失业率每上升1%，平均而言个体的年收入将下降2%。在考虑不同的劳动力市场因素、不同的样本构成后，上述结论依然成立。在当前全球经济不稳定的背景下，本文的研究结论对政府面对不利劳动力市场条件应采取何种政策举措具有重要启示意义。

 关键词：初始劳动力市场条件 失业 劳动力市场摩擦 短期影响 长期影响

中图分类号：F240；JEL：J21 J23 J24 J60

The Initial Labor Market Conditions and Labor Market Performance

LUO Chuliang1 GAO Tianyi1 ZOU Xianqiang1

(1.School of Labor and Human Resources, Renmin University of China，Beijing，China)

**Abstract:** Initial labor market conditions have a long-run effect on individual income and work quality through human capital accumulation and job search behavior and ultimately affect career development. Using data from China's Urban Household Survey (UHS) from 1986 to 2009, this paper empirically analyses the effect of initial labor market conditions on individual labor market performance. The results show that unfavorable initial labor market conditions will reduce the income of individuals. With the unemployment rate increasing by 1%, individuals' annual income will decrease by 2%. The above conclusions are valid when considering different labor market factors and different sample compositions. Under the background of economic instability, the findings of this paper are of great implications for the government when considering what policies it should take in the face of unfavorable labor market conditions.

**Key words:** Initial Labor Market Conditions；Unemployment；Labor Market Friction；Short-term Effects；Long-term Effects

一、引言

经济行为或经济环境冲击的长期影响越来越引起研究者的关注。如儿童早期发展如何影响到成年劳动力市场表现（Heckman et al，2010；Lareau，2011；Carneiro et al，2013；Sylvia et al，2021）；早期成长经历对于后续发展具有怎样的影响（吕佳玮，2020）；刚进入劳动力市场时的失业经历是否会对随后的就业产生伤疤效应（Mavromaras et al，2015）。在我国的研究中，一些历史事件的长期影响也引起了人们的广泛关注。如上山下乡经历（Chen et al，2020）、父母下岗等就业冲击对子女的影响（赵颖，2016）等。相对于短期即时性的影响，对既有经济行为或环境冲击的分析无疑更为有利于揭示相应的长期动态效应，因而也能够更为全面地反映相应冲击的持续性效应（Dai et al，2020）。既有研究文献大多发现，宏观经济衰退会对劳动力市场参与者构成不利冲击，而对初入劳动力市场的青年群体所造成的负面影响通常尤为明显。在经济状况较差的时期进入劳动力市场的“不幸一代”或将面临长期的“疤痕效应”，因为个体在初入劳动力市场时将迎来工资增长关键期，并且可以通过跳槽获得经济回报，但这些在经济衰退期将变得相当困难。本文根据住户调查数据构造了省份层面的失业率，以此度量个体参与劳动力市场时的宏观经济环境，讨论这种初始条件的差异对于个体劳动力市场表现的影响。

一些学者认为，新进入劳动力市场的青年群体在短期失业时可能会选择进一步提升自己的一般人力资本，包括接受职业技术培训等，这可能提升其日后的职业生涯中的劳动生产率（许娟，2013）。但更多的研究认为在青年时期遭受经济衰退冲击或直接成为失业者将会对未来的劳动力市场表现产生持续的不利影响。青年时期的失业经历会剥夺劳动者在工作中积累特殊人力资本的机会，在搜寻成本随年龄增长而增加的假设下，低技能工人可能会长期落入低收入陷阱（Oreopoulos et al，2012；Brunner & Kuhn，2014；Altonji et al，2016）。

在我国经济转型过程中的渐进式改革特征导致不同时期的经济行为和经济环境可能存在较大的差别。不同时期所出台的改革政策所针对的具体问题、目标人群都不相同，因而对不同人群也将产生异质性的影响。作为一个转型经济体，我国的市场化程度是在不断深化的，市场机制处在一个不断完善的过程中。这也意味着，市场分割等阻碍要素在地区及部门之间自由流动的机制仍广泛存在。因而某些特定时期所发生的政策冲击将更有可能产生长期的持续性影响。本文以新进入劳动力市场个体当时所面临的就业机会和市场配置效率来衡量初始劳动力市场条件，关注相应初始市场特征对于个体后续劳动力市场表现的长期影响。如前所述，这一研究将具有两个方面的意义。一是进一步了解曾经的经济转型政策的长期影响，因为我国的各类经济转型政策通常都会以某种途径作用于劳动力市场，或者改变劳动力的供给、需求行为，或者影响外在的总体就业环境或就业机会；二是有助于理解我国的市场化进程，如果不存在要素配置的调整障碍，那么在完善的市场机制中，即时的就业调整将会消除既有冲击对个体所带来的不利影响，个体的当期劳动力市场表现将只取决于当前市场状况以及相应的个体特征，而较少地受到既有工作特征的影响。

本文将从中国劳动力市场入手，探究中国背景下初始劳动力市场条件的中长期影响。采用1986-2009年中国城镇住户调查（UHS）和《中国劳动统计年鉴》1996-2016年数据，本文发现：（1）初始年的失业率每上升1%会使个体收入（年收入或工资性收入）下降1%-2.7%，这种不利影响可以持续5年左右，在个体参加工作后的10年消失；（2）在不同受教育程度样本中，基准回归结果并没有显著变化；（3）劳动力市场初始条件影响在男性和女性分样本中并无显著差异；（4）劳动力市场初始条件主要会对非农业户口的个体产生影响；（5）劳动力市场的匹配效率和经济结构变化不是解释个体劳动力市场表现的主要因素，初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响机制需要做进一步探究。

本文其余部分的结构为：第二部分文献综述介绍现有研究中关于初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现影响的理论分析和实证结果；第三部分是本文的研究设计，包括数据的选取，变量的描述性统计和实证模型的设定；第四部分为实证结果分析及主要结论；第五部分分析了劳动力市场匹配效率和结构转换的影响；第六部分是对全文的总结和讨论。

二、文献综述

目前针对初始劳动力市场条件影响的研究主要集中在少数发达国家，对发展中国家的关注度较低[[2]](#footnote-2)。一些针对发达经济体的研究通常表明，初始劳动力市场条件对个体收入和就业决策有持续的影响，如Genda et al（2010）研究了美国和日本的劳动力市场；Oreopoulos et al（2012）研究了加拿大的男性大学毕业生情况；Brunner & Kuhn（2014）研究了奥地利劳动力市场条件的影响。Oreopoulos et al（2012）发现不利的初始条件（失业率平均上升5%）会带来9%的初始收入损失，这种不利影响将持续10年。Kahn（2010）研究了美国男性大学毕业生，发现相比于那些在有利初始条件下毕业的群体，在不利初始条件下毕业的群体每年会遭受高达13%的工资损失，而且这种初始工资损失会在个体职业生涯的前20年持续存在。Oyer（2006）研究了美国初始劳动力市场条件对经济学博士的终身劳动力市场表现的影响，研究发现劳动力市场条件，进而其初始职位状况对其终身的学术产出表现有重要的影响。初始职位更高的经济学博士将会更有可能在经济学前5的期刊上发表论文，其影响机制主要为更好的教学环境、更高的行业知名度和更优秀的同事。Oyer（2008）指出在经济衰退期完成培训的MBA硕士学生将遭受严重的工资负面冲击。Yagan（2019）针对美国大萧条时期的研究发现，尽管在后经济危机时期失业率已经回落到正常水平，但就业和个体收入仍然存在损失。个体退出劳动力市场等行为将产生就业回滞效应，这进一步表明不利劳动力市场条件对劳动力市场和相应个体的永久性影响。从较差的经济环境中开始进入劳动力市场的个体，在今后的职业生涯中工资水平倾向于更低，同时也将伴随更高的失业风险。针对发达经济体的研究表现出了一致性，即初始劳动力市场条件会对个体劳动力市场表现产生显著的负向影响，这为针对发展中国家的研究提供参考。

也有一些关于其他国家的研究[[3]](#footnote-3)。Kondo（2007）研究发现日本大多数大学毕业生在大学毕业时都会在校园招聘会上找到固定的全职工作。如果大学毕业生因为不利的初始劳动力市场条件失去了这样的机会，其将面临长期不稳定的兼职工作。Genda et al（2010）比较了美国和日本不利初始劳动力市场影响的持续性，研究发现日本的不利影响持续性要大于美国，这个结论为劳动力市场规制对不利初始劳动力市场影响的持续程度存在重要影响提供了证据。在德国，大多数不上大学的年轻人会参加一些学徒项目。与美国高中毕业生不同，他们逐渐过渡到劳动力市场的比例较低，大多数学徒一旦实习结束无论劳动力市场条件如何都必须寻找工作。Umkehrer（2019）针对德国的研究发现，劳动力市场初始条件的影响因培训类型而异，体力型和服务型职业会受到长期影响，技术型职业会受到中期影响。上述研究从不同角度出发探究了初始劳动力市场条件的影响，并为初始劳动力市场条件的影响路径提供了实证证据。而本文对我国劳动力市场初始条件的关注将弥补该领域文献对发展中国家关注的不足。

劳动力市场初始条件影响的大小和持续性在不同灵活性的劳动力市场中存在差异，同时在不同受教育水平的人群中也存在差异（Cockx & Ghirelli，2016）。在工资设定机制不灵活的国家，初始的不利经济环境甚至可能会影响一代人的职业发展；而在工资设定机制灵活的国家，这种影响主要表现在这代人早期的工资水平（Kawaguchi & Murao，2014）。在较为灵活的劳动力市场中（如美国和加拿大），衰退对工资的影响在低技能劳动力中更大，但是影响的持续时间较短（Genda et al，2010）；高技能劳动力受到的影响较小但持续时间较长（Oreopoulos et al，2012）。平均来看，失业率水平每上升4-5%，个体的早期收入将下降10-15%，这种下降在低技能个体中更为明显（Wachter，2020）。在我国的市场化进程中，劳动力市场灵活性也在发生着变化，因此研究我国劳动力市场初始条件的影响对该领域的文献是有益的补充，如果劳动力市场初始条件的影响持续时间较短则说明我国劳动力市场灵活性有所提升。

初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响机制源自于技能积累（Ben-Porath，1967）和工作搜寻（Burdett，1978；Manning，2003）的相互影响。从技能积累过程来看，个体先选择职业并进行相关的技能投资，进而寻找与该职业相关的工作，个体的技能积累是针对特定职业进行的（Gibbons & Waldman，2006）。在不利的劳动力市场条件下开启自己的职业生涯，个体很可能基于等级较低的职业开始特定的技能积累，因为他们更倾向于在较低层次的公司开始自己的第一份工作，这种公司规模更小，工资给付更低。同时发生在职业内部的工资上升较工作转换带来的工资上升更为缓慢，因而个体收入将遭受较大的冲击（Wachter，2020）。从工作搜寻过程来看，个体具有一定的通用技能，搜寻好工作，同时了解并选择职业，最后在选择的工作中实现工资的增长（McLaughlin & Bils，2001）。工作转换对个体职业发展具有重要影响（Topel & Ward，1992），而在初始劳动力市场条件不好的时候进入劳动力市场将使得个体在工作转换中的获益性降低。同时当搜寻成本随年龄不断上升时，低技能工人倾向于在尚未找到最合适工作的时候就已经放弃了搜寻，因此其收入所需的恢复时间更长且更有可能受到永久性冲击（Oreopoulos et al，2012）。对初始劳动力市场条件影响机制的探究为本文的实证分析提供了研究思路，现有文献的发现在中国的背景下是否同样适用值得进一步探究。

关于初始劳动力市场条件的重要性，文献中对此也有所体现。具体来看，如果初始劳动力市场条件较差，且导致个体直接进入失业状态，而这种条件下的失业又具有持续性，那么对于经济复苏和劳动力市场的改善都是不利的（Yagan，2019；Wachter，2020）。同时当遭遇这种不利条件时，尽管一些个体接受了高等教育，但教育回报率比正常条件下要低得多（Oreopoulos et al，2012）。考虑个体的终身收入损失，初始年的不利影响对低受教育程度个体的影响可以达到减少其10年内累积收入的10%左右，大约占其平均年收入的99%，这对个体来说是很大的损失。同时对高受教育程度个体而言，初始年的不利影响将会在10年间减少其40%左右的平均年收入（Schwandt & Wachter，2019）。同时也有一些研究发现了初始劳动力市场条件对非经济性结果的影响，包括婚姻选择、生育选择、离婚可能和成为单亲家庭的可能，而这些因素又会进一步增加个体工作搜寻的成本，进而加剧初始劳动力市场条件对个体经济结果的影响（Wachter，2020）。正是因为初始劳动力市场条件的上述重要性，使得在中国的宏观环境下，初始劳动力市场条件的影响会发生怎样的变化成为一个有意义的问题。

三、数据、变量与估计模型

本文数据主要采用的是1986年至2009年的中国城镇住户调查数据（UHS）。这是国家统计局常规住户调查的年度数据，根据被调查户收入和支出的日记账，对微观个体层面的就业和收入有详细的记录。本文所使用的数据包含北京、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、陕西和甘肃等18个省份的住户调查样本。这些省份涵盖了我国经济发展程度不同的地区，在地理分布上也具有较强的分散性。

这一调查数据只记录了被调查者在调查当年的就业和收入状况，缺乏就业经历或者失业经历的信息。尽管通常会要求城镇住户调查中的样本户在一定数量的年份中连续记账，每年以一定比例进行样本轮换，但由于不同年份之间的住户编码并没有保持连续性，因此通常仍只能作为混合截面来对待。因此，本文无法根据个体的历史失业经历信息来识别其长期影响，而只能讨论宏观就业环境的差异对于微观个体劳动力市场表现的长期影响。本文以城镇劳动力刚刚进入劳动力市场的失业状况作为反映劳动力市场初始状态的主要变量，这是本文的关键解释变量。

**（一）失业状况**

失业状况是指个体参加工作当年（初始年）所在省份的失业率。本文没有采用城镇登记失业率，而是根据UHS数据参照Feng et al（2017）的方式计算得到[[4]](#footnote-4)。图1同时给出了相应年份的城镇登记失业率和UHS失业率。从中不难发现，不同年份城镇登记失业率总体上非常稳定，但UHS失业率则大体上表现出上升的倾向。到上个世纪90年代中期以前，UHS失业率与城镇登记失业率较为接近，都处于较低水平。90年代中后期开始的国企改革，对城镇登记失业率没有造成明显的影响，但UHS失业率则开始出现明显上升，两者之间的背离也越来越明显。UHS失业率自2003年有所回落，2008年又出现小幅上升。两者的变动差异表明，相对于城镇登记失业率，UHS失业率更为敏感地反映了宏观经济环境的变化[[5]](#footnote-5)。



图1 城镇登记失业率与UHS失业率

图2给出了部分省份的UHS失业率。从中可以看到，省份内部不同年份的UHS失业率具有不同的时间序列变化特征；相同年份的不同省份之间也存在较为明显的UHS失业率差异。UHS失业率所表现出的这种时间和截面维度的变异性（variation），为讨论劳动力初始就业状况的长期影响提供了可能。









图2 部分省份UHS失业率

注：计算失业率的样本年龄被限制在男性（16-60岁），女性（16-55岁）。

如果将各年份的劳动力根据其工作经验时间的长短划分为不同类型，从图3中可以看出，工作经验为5年以内人群的失业率是最高的，远远高出其他人群组[[6]](#footnote-6)。在工作经验为5年以上的人群组中，各组之间的失业率差异相对较小，并且在不同年份的失业率波动幅度也要小得多，尽管其时间序列特征与5年以内的工作经验人群具有大体相同的特征。这一现象意味着我国劳动力市场就业机会具有“增量调整”特征，即宏观层面就业机会的增加或减少更为主要地影响新进入劳动力市场人群的就业状态。



图3 不同工作经验人群的UHS失业率

**（二）不同时期进入劳动力市场人群的收入变化**

图4给出了不同时期进入劳动力市场人群的收入水平随工作经验（工作年限）的变化特征。从中可以看到，在初始年份（工作经验为0年）中，不同时期新进入劳动力市场人群的收入水平差异相对较低，这种差距在最初年份（通常工作经验为1-2年）中会表现得更大一些，而此后则大体保持相对较为稳定的差距。不同时期新进入劳动力市场人群的工资水平总体上没有收敛特征。



图4 不同时期进入劳动力市场人群的收入变化

**（三）个体特征的描述性统计**

本文所使用样本的描述性特征如表1所示。由于本文所关注的是微观个体的劳动力市场表现，因此本文的样本只限定于各年份数据中的劳动年龄人群，即16至60岁期间的男性以及16至55岁的女性。进一步地，根据性别和教育程度区分了不同微观个体特征。

对于不同年份的收入变量，本文以1988年为基准采用年度城镇消费者价格指数（CPI）进行调整。男性人群的年收入要高于女性。不难理解，大学及以上人群的收入水平也要明显高于高中及以下人群。

新进入劳动力市场时，当年省份失业率均值为3%左右。男性新进入劳动力市场的初始失业率要略低于女性。从受教育程度来看，受教育程度相对较高的大学及以上人群，所面临的初始失业率通常要比受教育程度较低人群会更高一些。这可能是因为受教育程度较高的人群，一方面进入劳动力市场的时间相对要更晚一些，另一方面随着高等教育扩招，在晚进的年份中大学及以上人群的比例也会更高一些，而由图1可以看到，城镇失业率总体上有上升的倾向。

表1 变量描述性统计

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 全部样本 | 男性 | 女性 | 大学及以上 | 高中及以下 |
| 年收入对数 | 8.193(0.988) | 8.351(0.966) | 8.046(0.985) | 8.637(0.844) | 7.9170.970 |
| 工资性收入对数 | 8.138(1.002) | 8.280(0.996) | 8.006(0.988) | 8.606(0.842) | 7.822(0.977) |
| 经营性收入对数 | 8.232(1.085) | 8.425(1.092) | 8.018(1.037) | 8.527(1.280) | 8.188(1.046) |
| 初始省份失业率% | 3.339(2.817) | 3.267(2.771) | 3.405(2.856) | 3.451(2.884) | 3.2702.772 |
| 男性 | 0.480(0.500) |  |  | 0.523(0.499) | 0.4530.498 |
| 年龄 | 32.20(7.446) | 32.17(7.265) | 32.23(7.608) | 32.23(5.765) | 32.188.315 |
| 工作经验 | 10.02(6.077) | 10.28(6.084) | 9.785(6.060) | 10.51(5.788) | 9.7226.229 |
| 大学及以上 | 0.381(0.486) | 0.416(0.493) | 0.350(0.477) |  |  |
| 样本量 | 277248 | 133052 | 144196 | 105756 | 171492 |

注：年收入、工资性收入和经营性收入经CPI指数调整，基期为1988年。计算失业率的样本年龄被限制在劳动年龄人群，即男性16-60岁、女性16-55岁。本表给出的是变量均值，括号内为标准差。

在全部样本中，男性人群占48%。但在大学及以上人群中，男性比例为52.3%，比高中及以下的45.3%要高出7个百分点。在本文所讨论的期间，男性受教育程度要高于女性。样本中劳动力平均年龄为32岁，在不同性别以及教育程度人群之间没有明显差异。工作经验均值为10年左右，其中男性比女性高出0.5年，大学及以上人群比高中及以下高出0.8年。在全部就业人群中，大学及以上的比重为38%，男性比女性要高出6.6个百分点。

表2展示了主要变量的历年均值变动情况，因为1986-1987年的数据只包含月标准工资无法和之后年份样本的年收入匹配，因此在回归分析中没有包括1986年和1987年的数据。上个世纪90年代中后期开始，国有企业采取了激进式的改革方式，相应地也在完善社会保障制度，这导致就业者当期所获得的货币工资收入不能完全覆盖其实际所取得的报酬。这主要表现为养老保险和住房公积金，其缴费具有明显的强制性储蓄特征。为此参考李实、罗楚亮（2007）的调整方法，本文针对这两项计算了包含社会保障缴费的工资收入II[[7]](#footnote-7)。具体调整方式为：工薪收入（包括个人承担单位代扣的部分）+2.5×个人交纳的养老基金（个人承担8%，单位出资20%）+个人交纳的住房公积金（个人和单位按照1:1的比例分摊）。个人社会保障缴费的情况仅在2002年之后的样本中出现，因此调整后的工资性收入的样本区间为2002-2009年。

表2 主要变量的历年均值

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | UHS失业率（%） | 年收入（元） | 工资性收入（元） | 经营性收入（元） | 工资性收入II（元） |
| 1986年 | 1.13 |  |  |  |  |
| 1987年 | 0.87 |  |  |  |  |
| 1988年 | 3.13 | 971 | 776.5 | 62.38 |  |
| 1989年 | 2.79 | 1007 | 859.7 | 17.62 |  |
| 1990年 | 3.36 | 1153 | 1012 | 10.24 |  |
| 1991年 | 3.00 | 1325 | 1163 | 18.01 |  |
| 1992年 | 2.79 | 1456 | 1403 | 11.86 |  |
| 1993年 | 2.79 | 1634 | 1588 | 11.93 |  |
| 1994年 | 3.18 | 1870 | 1814 | 13.38 |  |
| 1995年 | 2.98 | 2031 | 1974 | 12.91 |  |
| 1996年 | 3.01 | 2126 | 2068 | 11.66 |  |
| 1997年 | 3.75 | 2328 | 2258 | 13.68 |  |
| 1998年 | 3.93 | 2551 | 2467 | 16.93 |  |
| 1999年 | 4.40 | 2884 | 2781 | 21.72 |  |
| 2000年 | 6.32 | 3175 | 2958 | 126.3 |  |
| 2001年 | 6.81 | 3520 | 3263 | 152.5 |  |
| 2002年 | 8.53 | 3890 | 3487 | 295.8 | 3779 |
| 2003年 | 9.19 | 4303 | 3807 | 367.8 | 4186 |
| 2004年 | 8.93 | 5059 | 4505 | 401.5 | 4997 |
| 2005年 | 8.82 | 5671 | 4950 | 541.1 | 5557 |
| 2006年 | 7.83 | 6384 | 5571 | 602.8 | 6308 |
| 2007年 | 6.73 | 7106 | 6148 | 739.8 | 6978 |
| 2008年 | 8.27 | 7897 | 6826 | 851.6 | 7786 |
| 2009年 | 7.62 | 8945 | 7783 | 892.2 | 9162 |

注：年收入经CPI指数调整，基期为1988年；工资性收入II是在工资收入的基础上，加上了相关社会保障缴费，其中社会保障缴费包括个人缴费和单位缴费部分。资料来源：根据相应年份城镇住户调查数据计算得到。

**（四）估计模型**

本文所关注的是初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响，个体劳动力市场表现主要通过个体年总收入水平以及个体年工资性收入水平等进行度量。考虑到劳动力市场初始条件和个体收入之间的关系会随工作经验的改变而增强或减弱，因此本文在基准模型部分将引入工作经验和工作经验与初始年失业率的交乘项。本文的基准模型设定如下：

|  |  |
| --- | --- |
| $$y\_{ipt}=β\_{0}+β\_{1}UR\_{pt\_{i0}}+β\_{2}Exp\_{it}+β\_{3}UR\_{pt\_{i0}}\*Exp\_{it}+ϕ\_{t}+θ\_{p}+γ\_{t\_{i0}}+χ\_{i}+UR\_{pt}+n\_{pt\_{i0}}+u\_{ipt}$$ | (1) |

其中，$y\_{ipt}$是被解释变量，代表不同省份不同年份个体年收入对数值、工资性收入对数值和经营性收入对数值，其中$i$代表个体，$p$代表个体所在省份，$t$为调查年份。年收入为以下几类收入的总和：工资性收入、职工从工作单位得到的其他收入、被雇者收入、被聘用或留用的离退休人员收入、其它就业者收入、其它劳动收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入等。本文的核心解释变量为个体参加工作当年省份层面的失业率水平，$UR\_{pt\_{i0}}$，下标$t\_{i0}$代表个体*i*参加工作的年份。$Exp\_{it}$是个体*i*在*t*年的工作经验；$ϕ\_{t}$代表年份固定效应；$θ\_{p}$代表省份固定效应；$γ\_{t\_{i0}}$代表参加工作年份固定效应；$χ\_{i}$为个体层面的控制变量，包括年龄、年龄的平方、性别和个体受教育程度等特征。同时本文引入调查当年的省份失业率水平$UR\_{pt}$作为控制变量，用来控制整体的宏观经济环境。为控制劳动力供给侧的影响，本文也将初始年省份层面的高等教育毕业生人数$n\_{pt\_{i0}}$作为控制变量引入回归方程（Brunner & Kuhn，2014）。考虑到同一省份及同一年份的不同个体之间可能存在相关性，因此本文将标准误聚类到省份年份层面。本文重点关心的系数为$β\_{1}、β\_{2}和β\_{3}$，其中$β\_{1}$表示在工作经验为0时初始年失业率的总收入弹性，$β\_{3}$则表明初始劳动力市场条件的影响怎样随工作经验的改变而改变。

本文同时考虑依据工作经验进行分样本回归的结果，将全样本按照个体工作经验划分为5个分样本，即工作经验分别为0-5年、6-10年、11-15年、16-20年和20年以上。分样本回归的模型如下：

|  |  |
| --- | --- |
| $$y\_{ipt}=β\_{0}+β\_{1}UR\_{pt\_{i0}}+ϕ\_{t}+θ\_{p}+γ\_{t\_{i0}}+χ\_{i}+UR\_{pt}+n\_{pt\_{i0}}+u\_{ipt}$$ | (2) |

同时因为个体进入劳动力市场的时间存在因自选择带来的内生性问题，这会使本文的估计结果存在偏误。因此本文按照个体7岁上学，并进行9年义务教育的计算规则选取个体16岁时面临的失业率水平作为文章核心解释变量初始年失业率水平的工具变量进行稳健性检验。工具变量法的一阶段模型如下：

|  |  |
| --- | --- |
| $$UR\_{pt\_{i0}}=α\_{0}+α\_{1}UR\_{pt\_{i16}}+ϕ\_{t}+θ\_{p}+γ\_{t\_{i0}}+χ\_{i}+UR\_{pt}+n\_{pt\_{i0}}+ε\_{pt\_{i0}}$$ | (3) |

本文同时还通过更换核心解释变量来部分解决个体自选择的问题，即选择不同的初始年失业率代理变量对初始年失业率进行替换，比如个体18岁年失业率、个体17-20岁年平均失业率和个体16岁年失业率（Arellano-Bover，2020）。本文通过《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》和各省统计年鉴收集了高中在校生人数、高等教育在校生人数、15-19岁人口总数和20-24岁人口总数，手动计算了高中及大学入学率，并引入基准回归方程作为控制变量，来控制个体通过继续教育推迟进入劳动力市场的问题。

因为省级层面的失业率对于个体初始劳动力市场状态的度量不够精确，所以借鉴Brunner & Kuhn（2014）的做法，本文在稳健性检验部分采用地级市层面的失业率水平代替省级层面的失业率水平作为核心解释变量进行基准回归。在处理个体迁移问题时，稳健性检验部分做了如下处理，第一，UHS 2002-2009年数据可以识别个体“何时来本市镇居住”，本文据此区分了没有迁移过的样本，并用该子样本进行了稳健性检验，以部分解决个体迁移的问题。第二，UHS 2002-2009年数据也可以对个体户口状态进行识别，因此本文构造虚拟变量对个体是否为本地户口进行识别，并将其作为被解释变量对初始年失业率进行回归。

考虑到与省份相关的时间趋势，文章在稳健性检验部分在基准模型中加入了$θ\_{p}·t$，以对该趋势进行控制。拓展后的回归模型如下：

|  |  |
| --- | --- |
| $$y\_{ipt}=β\_{0}+β\_{1}UR\_{pt\_{i0}}+β\_{2}Exp\_{t}+β\_{3}UR\_{pt\_{i0}}\*Exp\_{t}+ϕ\_{t}+θ\_{p}+θ\_{p}·t+γ\_{t\_{i0}}+χ\_{i}+UR\_{pt}+n\_{pt\_{i0}}+u\_{ipt}$$ | (4) |

方程（2）、（3）和（4）中变量的含义和方程（1）中相同。

四、实证结果

**（一）基准回归结果**

本文基于UHS1986-2009年数据，计算出相应年份各省份的失业率水平，并通过个体进入劳动力市场的年份进行匹配，采用OLS模型估算初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响。本文的被解释变量主要为个体在调查年的收入对数值，核心解释变量为个体参加工作年份的失业率水平。回归中还控制了省份固定效应、个体参加工作的年份固定效应和调查数据的年份固定效应。本文对年收入的测度包括个人承担的养老保险、住房公积金等项目收入但不包括单位出资交纳的各种社会保险费，因此根据2002年之后的UHS数据，本文估算了单位出资交纳的养老保险和住房公积金，并将其计入个人工资性收入作为被解释变量（调整后的工资收入II对数值）。

考虑到初始劳动力市场条件的长期影响，本文根据工作经验的年限将全样本划分为不同人群进行分样本回归，具体可见表3的（2）-（6）列。表3的（A）部分的第（1）列报告了全样本回归结果，可以看到在控制工作经验不变的情况下，失业率每上升1%，年总收入将下降2%。分样本来看，初始劳动力市场条件对个体第0-5年年收入的负向冲击小于平均值，即失业率每上升1%，年收入将下降1%。当个体潜在工作经验达到20年以上时，劳动力市场初始条件仍对其年收入存在负向影响。因此，不利初始劳动力市场条件将对个体劳动力市场表现带来不利影响，在长期中都会降低个体的收入水平。

表3的（B）、（C）和（D）部分分别汇报了个体进入劳动力市场初始年份的失业率对其工资性收入、经营性收入和针对社会保险缴费调整后的工资性收入的影响。总体来看不利的初始劳动力市场条件会显著降低个体的工资性收入，但对个体经营性收入的影响不显著。不利的初始劳动力市场条件主要通过影响个体作为受雇者的劳动力市场表现，即个体的工资性收入进而影响个体的总收入水平。

表3 初始劳动力市场条件对个体收入的影响

|  |  |
| --- | --- |
| **A部分** | 被解释变量：年收入对数值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.020\*\*\*(0.005) | -0.010\*\*(0.004) | -0.009(0.006) | 0.006(0.005) | -0.003(0.007) | -0.027\*\*\*(0.010) |
| 工作经验（年） | 0.035\*\*\*(0.003) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 276,216 | 80,779 | 65,977 | 67,064 | 52,027 | 10,369 |
| $$R^{2}$$ | 0.469 | 0.480 | 0.416 | 0.338 | 0.285 | 0.232 |
| **B部分** | 被解释变量：工资性收入对数值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.018\*\*\*(0.005) | -0.008\*(0.005) | -0.009(0.006) | 0.008(0.006) | -0.007(0.008) | -0.020\*(0.011) |
| 工作经验（年） | 0.046\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 256,012 | 76,906 | 61,362 | 61,825 | 46,731 | 9,188 |
| $$R^{2}$$ | 0.490 | 0.498 | 0.426 | 0.354 | 0.304 | 0.256 |
| **C部分** | 被解释变量：经营性收入对数值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.015(0.016) | -0.012(0.015) | -0.004(0.015) | 0.010(0.019) | 0.041(0.034) | -0.075(0.079) |
| 工作经验（年） | 0.017(0.019) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002(0.002) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 21,331 | 4,523 | 5,145 | 5,597 | 5,074 | 992 |
| $$R^{2}$$ | 0.224 | 0.253 | 0.212 | 0.191 | 0.172 | 0.212 |
| **D部分** | 被解释变量：调整后的工资收入II对数值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.017\*\*\*(0.005) | -0.006(0.004) | -0.012\*\*(0.006) | 0.015\*\*(0.007) | -0.002(0.008) | -0.002(0.011) |
| 工作经验（年） | 0.047\*\*\*(0.003) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 188,349 | 37,424 | 39,844 | 53,501 | 48,025 | 9,555 |
| $$R^{2}$$ | 0.316 | 0.330 | 0.318 | 0.297 | 0.276 | 0.212 |

注：第（1）列回归包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

表3的结果表明，初始劳动力市场状况对个体工资收入的影响总体上只对0-5年工作经验的人群显著。但表3第（6）列的结果显示，对于工作经验在20年以上的个体，初始进入劳动力市场年份的失业率也可能对其收入水平产生显著的负效应。这主要与样本分布的年份结构有关。在本文所使用的数据中，工作经验大于20年的个体进入劳动力市场的年份集中在1986年至1989年之间，其收入数据相应地来自于2006年至2009年之间。这一人群进入劳动力市场时，我国劳动力市场处在初级发展阶段，针对失业人群的政策干预尚不完善，因此经济环境对个体劳动力市场表现的影响更显著。如果将总收入区分为工薪收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入，事实上工作经验20年以上个体的工资性收入和转移性收入均受到较大的冲击，这也是总收入表现出更大冲击的原因。在本文后续根据工作经验区分为不同子样本的回归分析中，这一现象还将多次出现。

**（二）异质性分析**

**1.不同教育程度的差异性**

为了讨论初始市场条件对不同受教育程度人群的影响，本文将全部人群根据受教程度划分为四种类型，具体包括：大学及以上、大专中专、高中和初中及以下。表4展示了相应的回归结果，第（1）列是全样本回归结果，第（2）列回归结果以大学及以上群体作为基准组，同时纳入了其他三类受教育程度变量与初始年失业率的交乘项。（3）、（4）、（5）和（6）列分别代表大学及以上，大专中专、高中和初中及以下分样本的回归结果。可以看到分样本结果和全样本基本回归结果相似，系数大小接近，表明在不同受教育程度的群体中初始劳动力市场条件的影响基本相同。对比第（2）列交乘回归结果和后四列分样本回归结果，可以发现两种异质性分析的方法得到的结果基本一致。值得注意的是，在初中及以下人群中初始劳动力市场条件的影响系数变小。

表4 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（分受教育程度）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | 全样本 | 全样本 | 大学及以上 | 大专中专 | 高中 | 初中及以下 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.021\*\*\*(0.005) | -0.018\*\*\*(0.006) | -0.022\*\*\*(0.005) | -0.019\*\*(0.008) | -0.022\*\*\*(0.006) | -0.017\*\*\*(0.006) |
| 大专中专 |  | -0.178\*\*\*(0.023) |  |  |  |  |
| 高中 |  | -0.375\*\*\*(0.031) |  |  |  |  |
| 初中及以下 |  | -0.468\*\*\*(0.048) |  |  |  |  |
| $$大专中专$$×初始年失业率 |  | -0.007\*(0.004) |  |  |  |  |
| 高中$×$初始年失业率 |  | -0.003(0.006) |  |  |  |  |
| 初中及以下×初始年失业率 |  | 0.002(0.007) |  |  |  |  |
| 工作经验（年） | 0.035\*\*\*(0.003) | 0.037\*\*\*(0.003) | 0.026\*\*\*(0.004) | 0.040\*\*\*(0.004) | 0.039\*\*\*(0.004) | 0.014\*\*\*(0.004) |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) |
| 样本量 | 276,021 | 276,021 | 42,257 | 75,442 | 96,911 | 61,411 |
| $$R^{2}$$ | 0.468 | 0.474 | 0.515 | 0.463 | 0.380 | 0.363 |

注：第（2）列回归的基准组为大学及以上群体。所有回归均包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项；控制变量中对个体受教育程度的控制采用受教育年限变量。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**2.不同性别的差异性**

针对男性和女性之间影响的差异，目前尚未在文献中有所体现。一些文献考虑到女性劳动力供给问题的复杂性，仅考虑了对男性劳动力的研究（Oreopoulos et al，2012; Brunner & Kuhn，2014），在同时考虑男性和女性的研究中也尚未发现男性和女性之间影响的异质性（Schwandt & Wachter，2019；Yagan，2019）。考虑到男性和女性在工作中可能存在差异性，本部分讨论初始就业年份的劳动力市场条件对于个体劳动市场表现的性别差异，回归结果如表5所示。表5第（2）列引入初始年失业率和男性变量的交乘项进行基准模型回归，第（3）、（4）列分别针对男性和女性群体进行分样本回归。从估计系数来看，不利初始劳动力市场条件对男性和女性就业者的收入所产生的不利影响非常接近，初始失业率每上升1%，年收入将平均下降约2%。

表5 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（分性别）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 全样本 | 全样本 | 男性 | 女性 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.020\*\*\*(0.005) | -0.017\*\*\*(0.005) | -0.019\*\*\*(0.005) | -0.020\*\*\*(0.007) |
| 男性 | 0.240\*\*\*(0.026) | 0.262\*\*\*(0.035) |  |  |
| 男性$×$初始年失业率 |  | -0.006(0.004) |  |  |
| 工作经验（年） | 0.035\*\*\*(0.003) | 0.035\*\*\*(0.003) | 0.036\*\*\*(0.003) | 0.032\*\*\*(0.004) |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.002\*\*\*(0.001) | 0.003\*\*\*(0.001) |
| 样本量 | 276,021 | 276,021 | 132,833 | 143,188 |
| $$R^{2}$$ | 0.469 | 0.469 | 0.509 | 0.421 |

注：所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。所有回归均包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**3.农业和非农业户口的差异性**

虽然本文采用的是城镇住户调查数据，主要包括城镇居民样本，但根据2002-2009年数据中“户口状况”变量信息可以发现有少量的非农户口样本[[8]](#footnote-8)，因此本文将全样本分成了农业户口和非农业户口两类。回归结果如表6所示，在农业样本的回归结果中并没有发现初始年失业率对个体年收入的影响。在非农业样本的回归结果中，回归系数和全样本回归结果基本相等，失业率每上升1%，个体年收入将下降1.7%，这些结果均在控制了个体工作经验的基础上，因此针对初始劳动力市场条件影响的讨论主要针对城镇居民。

表6 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（分农业非农业）

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | 全样本 | 全样本 | 非农业 | 农业 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.016\*\*\*(0.005) | -0.016\*\*(0.007) | -0.017\*\*\*(0.005) | -0.006(0.014) |
| 非农业 | -0.059\*\*(0.024) | -0.057\*(0.031) |  |  |
| 非农业$×$初始年失业率 |  | -0.001(0.006) |  |  |
| 工作经验（年） | 0.039\*\*\*(0.003) | 0.039\*\*\*(0.003) | 0.039\*\*\*(0.003) | 0.034\*\*\*(0.009) |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.000) | 0.002\*\*\*(0.000) | 0.002\*\*\*(0.000) | 0.001(0.002) |
| 样本量 | 203,777 | 203,777 | 196,965 | 6,812 |
| $$R^{2}$$ | 0.312 | 0.312 | 0.314 | 0.277 |

注：所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。所有回归均包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。样本区间为2002-2009年。\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**（三）稳健性检验**

**1.使用地级市层面的失业率作为解释变量**

借鉴Brunner & Kuhn（2014）的做法，本文考虑采用地级市层面的失业率水平代替省级层面的失业率水平作为核心解释变量进行回归分析[[9]](#footnote-9)。表7是用地级市层面失业率作为解释变量的回归结果，可以看到与基准回归结果相似，在工作经验为0的情况下初始年失业率每上升1%，个体年收入将下降2%。分样本结果中个体工作的前5年，年收入随失业率上升1%将下降1%左右。当工作年限达到20年以上时，年收入仍会受到初始年失业率的影响，即失业率每上升1%，年收入将下降2.7%。

表7 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（地级市失业率）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.020\*\*\*(0.005) | -0.010\*\*(0.004) | -0.009(0.006) | 0.006(0.005) | -0.003(0.007) | -0.027\*\*\*(0.010) |
| 工作经验（年） | 0.035\*\*\*(0.003) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 276,021 | 80,758 | 65,946 | 67,010 | 51,966 | 10,341 |
| $$R^{2}$$ | 0.469 | 0.480 | 0.416 | 0.338 | 0.285 | 0.231 |

注：第（1）列回归包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**2.将样本限定在没有迁移过的个体**

样本迁移问题是研究初始劳动力市场条件影响内生性问题的来源，当面临不利劳动力市场条件时，如果个体可以选择迁移到其他地区以缓解这种不利影响，则可能导致估计系数有偏[[10]](#footnote-10)。城镇住户调查2002年以后的问卷中包括问题“何时来本市镇居住”，本文根据这一问题区分了没有迁移过的样本。如果个体“开始参加工作年份”大于“何时来本市镇居住年份”则认为该个体在开始工作时没有迁移行为。表8包括2002-2009年全样本回归结果和没有迁移过样本回归结果，对比来看没有迁移过样本的回归系数与全样本结果基本一致。平均来看，失业率每上升1%，年收入将下降0.7%-2.7%。

表8 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（没有迁移过的样本）

|  |  |
| --- | --- |
| **A部分** | 全样本（2002-2009年） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.017\*\*\*(0.005) | -0.007\*(0.004) | -0.014\*(0.008) | 0.010\*\*(0.005) | -0.003(0.007) | -0.027\*\*\*(0.010) |
| 工作经验（年） | 0.036\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.000) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 203,584 | 40,192 | 43,532 | 57,553 | 51,966 | 10,341 |
| $$R^{2}$$ | 0.311 | 0.297 | 0.305 | 0.301 | 0.285 | 0.231 |
| **B部分** | 没有迁移过的样本（2002-2009年） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.013\*\*(0.006) | -0.008\*(0.004) | -0.012(0.008) | 0.010\*(0.005) | -0.002(0.007) | -0.014(0.012) |
| 工作经验（年） | 0.039\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.001\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 156,038 | 37,840 | 34,364 | 40,920 | 36,003 | 6,911 |
| $$R^{2}$$ | 0.299 | 0.294 | 0.292 | 0.286 | 0.277 | 0.212 |

注：第（1）列回归包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**3.初始劳动力市场条件对个体是否拥有本地户口的影响**

根据UHS数据中的户口状况信息，可以构造虚拟变量对个体是否为本地户口进行识别。如果初始年失业率会对个体的迁移行为产生影响的话，那么用该变量对初始年失业率进行回归，则会出现显著的回归系数(Dai et al，2021)。从表9的回归结果可以看出，无论是全样本还是不同经验年的分样本，个体初始年失业率均不会影响个体是否拥有本地户口，因此从一定程度上排除了初始劳动力市场条件对个体迁移行为的影响。

表9 初始劳动力市场条件对个体是否拥有本地户口的影响

|  |  |
| --- | --- |
|  | 被解释变量：个体是否拥有本地户口（是=1） |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.000(0.001) | -0.000(0.001) | 0.001(0.002) | 0.000(0.001) | -0.000(0.001) | 0.000(0.002) |
| 工作经验（年） | -0.001(0.001) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.000(0.000) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 204,595 | 40,338 | 43,739 | 57,809 | 52,289 | 10,420 |
| $$R^{2}$$ | 0.051 | 0.045 | 0.068 | 0.061 | 0.036 | 0.041 |

注：第（1）列回归包括工作经验及失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**4.控制与省份相关的时间趋势**

本文同时考虑了与省份相关的时间趋势，通过将省份和时间趋势交乘项引入回归方程对其进行控制。表10的第（1）列报告了基准回归方程结果，在控制工作经验的条件下，失业率每上升1%个体年收入将下降2.3%，这与基准回归结果保持一致。但在控制了与省份相关的时间趋势后，在工作经验为0-5年的分样本结果中，初始劳动力市场条件的负向影响显著下降且变得统计不显著，这可能源自与省份相关的时间趋势，如该省份的经济发展状况等，将劳动力市场初始条件的影响吸收了。

表10 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（控制与省份相关的时间趋势）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.023\*\*\*(0.005) | -0.003(0.003) | -0.005(0.005) | 0.008(0.005) | 0.003(0.007) | -0.025\*\*\*(0.005) |
| 工作经验（年） | 0.034\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.003\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 276,021 | 80,758 | 65,946 | 67,010 | 51,966 | 10,341 |
| $$R^{2}$$ | 0.472 | 0.485 | 0.420 | 0.341 | 0.287 | 0.233 |

注：第（1）列回归包括工作经验及初始年失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**5.更换解释变量**

为检验个体对自己参加工作年份自选择带来的内生性问题，本文运用个体18岁年失业率、17-20岁年平均失业率和16岁年失业率[[11]](#footnote-11)水平代替初始年失业率水平作为解释变量放入回归方程（Arellano-Bover，2020）。

表11中（A）部分的估计结果显示在个体参加工作的前5年，劳动力市场初始条件（用个体18岁年失业率代理）对个体劳动力市场表现的影响大约为1.6%，与基准回归结果具有可比性。表11（B）部分的估计结果表明，用个体17-20岁年平均失业率作为解释变量的估计系数略大于基准回归结果，这说明个体可能通过推迟自己毕业的年份来降低初始劳动力市场带来的不利影响。表11（C）部分的估计结果和（A）部分的结果类似，个体16岁年失业率每上升1%，个体年收入将下降1.5%。

表11 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（更换解释变量）

|  |  |
| --- | --- |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| **A部分** | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 个体18岁年失业率 | -0.005(0.004) | -0.016\*\*\*(0.005) | -0.002(0.006) | -0.002(0.003) | -0.003(0.006) | -0.028\*(0.016) |
| 工作经验（年） | 0.050\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 个体18岁年失业率$×$工作经验（年） | 0.000(0.000) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 208,357 | 67,752 | 53,837 | 51,600 | 30,897 | 4,271 |
| $$R^{2}$$ | 0.468 | 0.492 | 0.406 | 0.319 | 0.248 | 0.177 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| **B部分** | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 个体17-20岁年平均失业率 | -0.004(0.006) | -0.024\*\*\*(0.006) | -0.002(0.009) | 0.010(0.009) | -0.014(0.016) | -0.057(0.055) |
| 工作经验（年） | 0.049\*\*\*(0.005) |  |  |  |  |  |
| 个体17-20岁年平均失业率$×$工作经验（年） | 0.001(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 186,920 | 64,342 | 50,775 | 45,893 | 23,478 | 2,432 |
| $$R^{2}$$ | 0.465 | 0.490 | 0.402 | 0.307 | 0.235 | 0.167 |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| **C部分** | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 个体16岁年平均失业率 | -0.003(0.004) | -0.015\*\*\*(0.005) | 0.003(0.006) | -0.007(0.005) | -0.009(0.012) | -0.041(0.052) |
| 工作经验（年） | 0.055\*\*\*(0.005) |  |  |  |  |  |
| 个体16岁年平均失业率$×$工作经验（年） | 0.000(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 166,502 | 60,973 | 47,355 | 40,037 | 17,124 | 1,013 |
| $$R^{2}$$ | 0.461 | 0.483 | 0.395 | 0.300 | 0.222 | 0.170 |

注：第（1）列回归包括工作经验及失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**6.用16岁年失业率水平做初始年失业率水平的工具变量**

考虑个体选择进入劳动力市场的时间存在内生性问题，本文按照个体7岁上学，接受9年义务教育的假设，将个体16岁时所处年份的失业率作为初始失业率的工具变量进行两阶段最小二乘回归（2SLS）。个体16岁作为其法定义务教育结束的年龄，具有外生性，且第一阶段的回归结果表明个体16岁时的失业率与初始年份失业率之间具有较强的相关性，因此本文选取16岁年失业率水平作为初始年失业率的工具变量。全样本回归结果的一阶段F值大于10，即可以认为不存在弱工具变量的问题。同时初始年失业率对个体年收入存在显著负向影响，全样本回归结果和基准回归结果类似，失业率每上升1%年，年收入将下降2%。0-5年工作经验的个体，初始年失业率前的估计系数明显增大。

表12 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（个体16岁年失业率作工具变量）

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 第二阶段回归结果 |  |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率 | -0.020\*(0.012) | -0.146\*\*\*(0.022) | 0.038(0.037) | 0.135\*(0.072) | 0.133(0.096) | -0.457(0.446) |
| 工作经验（年） | 0.042\*\*\*(0.006) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 第一阶段工具变量回归 |  |  |  |  |  |
| 16岁年失业率 | 0.127\*\*\*(0.002) | 0.100\*\*\*(0.004) | 0.085\*\*\*(0.005) | -0.049\*\*\*(0.004) | -0.068\*\*\*(0.007) | 0.062(0.060) |
| F值（第一阶段） | 4143 | 641.7 | 325.7 | 165.6 | 98.59 | 1.059 |
| 样本量 | 166502 | 60,973 | 47,355 | 40,037 | 17,124 | 1,013 |
| $$R^{2}$$ | 0.462 | 0.450 | 0.391 | 0.288 | 0.206 | 0.052 |

注：第（1）列回归包括工作经验及失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示标准误。

**7.控制各年份各阶段教育入学率变动**

考虑个体可能在劳动力市场条件不佳的时候选择继续学业的选择性问题，本文通过《中国统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》和各省统计年鉴收集了高中在校生人数、高等教育在校生人数、15-19岁人口总数和20-24岁人口总数，计算了高中及大学入学率，并引入基准回归方程作为控制变量。高中入学率的计算方法为：高中在校生人数/15-19岁人口总数；大学入学率的计算方法为：高等教育在校生人数/20-24岁人口总数。回归结果如表13所示，由回归结果可见，在全样本中初始劳动力市场条件的影响和基准回归结果相似，1%水平的经济冲击会使个体年收入下降约2.1%。但分样本结果统计显著性较差，经济显著性较低。

表13 初始劳动力市场条件对个体年收入的影响（加入个体初始年高中及大学入学率）

|  |  |
| --- | --- |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.021\*\*\*(0.006) | -0.004(0.005) | -0.006(0.006) | 0.006(0.007) | -0.007(0.006) | 0.003(0.011) |
| 工作经验（年） | 0.038\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.002\*\*\*(0.001) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 205,953 | 60,224 | 49,927 | 51,387 | 37,452 | 6,963 |
| $$R^{2}$$ | 0.473 | 0.488 | 0.412 | 0.337 | 0.278 | 0.242 |

注：第（1）列回归包括工作经验及失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**（四）初始劳动力市场条件对个体是否失业的影响**

在考虑个体劳动力市场表现时不应仅仅考虑集约边际，同时也应对广延边际进行考虑，即考虑不利的初始劳动力市场条件对个体就业参与的影响。因此本文根据Feng et al(2017)的方法构建了个体是否失业的变量，并将其作为被解释变量，对不利劳动力市场条件对失业这一劳动力市场表现的影响进行探究。UHS数据中的“就业情况”变量可以对个体的职工身份进行识别[[12]](#footnote-12)，本文据此构建了个体是否为职工的虚拟变量并将其作为被解释变量对初始年失业率进行回归。回归结果如表14所示，由回归结果可知，初始劳动力市场条件对个体是否失业无显著影响，而在全样本中对个体是否为职工存在显著负向影响，但经济显著性较低。因此应当重点关注初始劳动力市场条件对个体经济损失的影响，即本文重点讨论的年收入、工资性收入和经营性收入等。当然，有必要指出的是，由于本文数据没有包括个体的完整就业经历，因此只能讨论初始劳动力市场条件对于当前（调查年份）就业状态的影响。

表14 初始劳动力市场条件对个体是否失业的影响

|  |  |
| --- | --- |
|  | 被解释变量：个体是否失业（是=1） |
| **A部分** | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.000(0.001) | 0.000(0.001) | 0.001(0.001) | -0.001(0.001) | -0.002(0.001) | -0.003(0.005) |
| 工作经验（年） | 0.001(0.001) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.000(0.000) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 278,106 | 81,345 | 66,595 | 67,768 | 52,166 | 10,232 |
| $$R^{2}$$ | 0.032 | 0.035 | 0.033 | 0.035 | 0.035 | 0.035 |
|  | 被解释变量：个体是否为职工（是=1） |
| **B部分** | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 工作经验（年） | 全样本 | 0-5年 | 6-10年 | 11-15年 | 16-20年 | 20年以上 |
| 初始年失业率 | -0.008\*(0.005) | -0.005(0.005) | -0.004(0.003) | 0.001(0.003) | -0.005(0.005) | -0.000(0.007) |
| 工作经验（年） | 0.013\*\*\*(0.004) |  |  |  |  |  |
| 初始年失业率$×$工作经验（年） | 0.001\*\*(0.000) |  |  |  |  |  |
| 样本量 | 262,850 | 69,497 | 65,671 | 66,578 | 51,092 | 10,012 |
| $$R^{2}$$ | 0.241 | 0.317 | 0.267 | 0.202 | 0.183 | 0.189 |

注：第（1）列回归包括工作经验及失业率与工作经验的交乘项。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

五、劳动力市场匹配效率和结构转换的影响

**（一）匹配效率**

一般而言，劳动力市场初始条件对个体劳动力市场表现的影响可能会受到市场匹配效率的影响。如果匹配效率较低，那么初始条件的影响可能会更为明显，因为劳动力可能会一开始就被锁定在不利的就业环境中，从而更加难以获得改善。尽管人们对于劳动力市场匹配效率从直觉上有较多的讨论，但对于如何从经验证据上予以量化仍缺乏讨论。本文根据相应年份《中国劳动统计年鉴》的招聘岗位数(V)、登记求职人数(U)以及介绍成功人数(M)来构造匹配效率的衡量指标。如果谋职过程是无摩擦的，那么成功匹配的人数应该为min(U,V)，据此可以计算如下比率M/min(U,V)，反映实际匹配成功的就业者数量与无摩擦市场下的最大匹配数量之间的差异。本文采用的摩擦性因素为上述比例的反向指标即1-M/min(U,V)，这一比率越大，则表示市场摩擦性因素导致的匹配损失越大；这一比率为0，则意味着市场匹配过程无摩擦。

表15展示了相应的回归结果，（1）和（2）列为高受教育程度样本的回归结果，（3）和（4）列为低受教育程度样本的回归结果。可以看到引入劳动力市场摩擦性因素降低了低受教育程度样本中初始劳动力市场条件的负向影响，同时对高受教育程度样本的影响不显著。在摩擦性因素为0的情况下，初始劳动力市场条件对个体年收入的负向影响的绝对值处在0.8%至2.8%之间，两者的交互项系数在不同受教育程度的样本中方向不同。因此，不利初始劳动力市场条件对个体带来的不利影响在不同受教育程度的样本中存在异质性。摩擦性因素的上升会缓解不利初始条件对高受教育程度个体的影响，同时会加剧对低受教育程度个体的影响。因为个体从不利初始劳动力市场条件中恢复的重要机制是通过跳槽实现（Oreopoulos et al，2012），所以当劳动力市场摩擦性因素更大时，由于技能水平较低且技能替代性更强，低受教育程度个体的跳槽将更难实现。

表15 匹配效率对初始劳动力市场条件平均效应的影响

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 受教育程度分组 | 大学及以上（包括大专） | 高中及以下（包括中专） |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.021\*\*\*(0.003) | -0.028\*\*\*(0.005) | -0.014\*\*\*(0.003) | -0.008\*(0.004) |
| 摩擦性因素 | 0.047(0.044) | -0.043(0.063) | 0.143\*\*\*(0.041) | 0.242\*\*\*(0.062) |
| 初始年失业率$×$摩擦性因素 |  | 0.018\*\*(0.009) |  | -0.018\*\*(0.009) |
| 样本量 | 40,985 | 40,985 | 50,948 | 50,948 |
| $$R^{2}$$ | 0.343 | 0.343 | 0.265 | 0.265 |

注：所有回归均控制了个体的工作经验。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

**（二）结构转换**

为了反映劳动力市场结构转换的影响，本文根据相邻年份劳动力就业的产业结构变动构造如下指标：$\sqrt{\sum\_{j=1}^{J}\left(\frac{e\_{j,t}}{E\_{t}}-\frac{e\_{j,t-1}}{E\_{t-1}}\right)^{2}}$，其中$E\_{t}$和$E\_{t-1}$分别表示$t$和$t-1$年的就业总量，$e\_{j,t}$和$e\_{j,t-1}$分别表示$t$和$t-1$年在行业$j$的就业数量，本文收集的产业结构变动指标时间跨度为1996-2016年。因此，这一指标反映了就业结构的产业变动。表16将就业结构变动作为劳动力市场的初始条件之一，即在初始失业率的估计中控制结构转换的影响。表16展示了纳入结构性因素的回归结果，由（1）和（3）列可得，初始劳动力市场条件影响在加入结构性因素后回归系数变化不大，同时在受教育程度高和受教育程度低的样本中均可以看到结构性因素对个体年收入对数值存在正向影响，但统计显著性较差。从第（2）列的估计结果可以看出，对于受教育程度高的劳动者而言，就业结构转换有助于其收入增长。受教育程度较高的个体具有更高的人力资本和技能水平，因而能从就业结构转换中获得更多的收益。但即便是控制结构转换效应，初始年份失业率对劳动力市场的冲击效应依然存在。并且初始年失业率和结构转换交互项的估计结果表明，初始劳动力市场条件的不利影响可能因为就业结构转换的加剧而变得更加严重。有意思的是，劳动力市场的结构转换对受教育程度较低的人群并没有显著的影响。

表16 结构转换对劳动力市场初始条件平均效应的影响

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 受教育程度分组 | 大学及以上（包括大专） | 高中及以下（包括中专） |
|  | 被解释变量：年收入对数值 |
| 初始年失业率 | -0.020\*\*\*(0.003) | -0.014\*\*\*(0.004) | -0.015\*\*\*(0.003) | -0.014\*\*\*(0.004) |
| 结构性因素 | 0.572(0.354) | 2.592\*\*\*(0.649) | 0.176(0.354) | 0.459(0.623) |
| 初始年失业率×结构性因素 |  | -0.401\*\*\*(0.108) |  | -0.057(0.103) |
| 样本量 | 40,985 | 40,985 | 50,948 | 50,948 |
| $$R^{2}$$ | 0.343 | 0.343 | 0.265 | 0.265 |

注：所有回归均控制了个体的工作经验。所有回归中都控制了队列固定效应、省份固定效应和年份固定效应，还控制了个体特征变量。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号里的数据表示聚类到省份年份层面的稳健标准误。

六、结论与启示

初始劳动力市场条对个体劳动力市场表现有重要影响。本文利用中国城镇住户调查（UHS）1986-2009年的数据研究发现，初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响和现有文献研究结果基本一致。在控制个体参加工作年份、省份和调查年份固定效应后，不利的初始劳动力市场条件对个体年收入的影响为负。平均来看，初始年失业率每上升1%会使个体年收入下降1%-2.7%，这种不利影响可以持续5年，总体上在个体参加工作后的5-10年消失。

本文的异质性分析区分了个体的受教育程度、性别和户口状况。受教育程度异质性分析将样本根据受教育程度分为：大学及以上、大专中专、高中和初中及以下。回归结果显示在不同受教育程度样本中，初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现并没有显著差异，不利初始劳动力市场条件的影响系数保持稳定，即初始年的失业率每上升1%会使个体年收入下降2%左右。性别异质性分析结果显示，劳动力市场初始条件影响在男性和女性分样本中也没有显著差异。本文的稳健性检验考虑了与省份相关的时间趋势、个体迁移决策、控制各年份各阶段教育入学率变动、更换不同的解释变量和采用个体16岁年失业率作为初始年失业率水平的工具变量以解决个体对参加工作年份的自选择等问题。稳健性检验的结果与基准回归结果相一致。本文同时讨论了初始年失业率对个体劳动力市场状态的影响，回归结果显示，初始年失业率对个体未来的失业状态并无显著影响，在全样本中对个体是否为职工存在显著负向影响，但经济显著性较低，即初始年的不利影响主要体现在个体的收入水平上。

本文同时考虑了劳动力市场匹配效率和结构转换的影响，加入匹配效率和结构转换的变量测度后，初始劳动力市场条件的影响依旧显著，在不同受教育程度个体中的影响存在差异。摩擦性因素对初始劳动力市场条件的影响在不同受教育程度个体中表现出差异性，对高受教育程度个体而言，摩擦性因素增加会缓解初始不利条件的影响，对低受教育程度个体而言会加剧初始不利条件的影响。结构转换对不同受教育程度个体而言均会加剧不利初始劳动力市场条件的影响，但在受教育程度较低个体中统计不显著。这表明，在劳动力市场不利冲击的背景下匹配效率和结构转换不是解释个体劳动力市场表现的主要因素。初始劳动力市场条件对个体劳动力市场表现的影响机制需要进一步探究。

总体来说，本文的研究结果表明，不利的初始劳动力市场条件将显著降低个体在其职业生涯前5年的收入水平，在当前疫情带来的经济冲击背景下，这种不利影响将会影响“不幸的这代人”。根据城镇调查失业率，2022年4、5月份16至24岁年轻人的失业率分别为18.2%和18.4%，表明当前新进入劳动力市场群体正面临着严峻的就业形势，应当成为强化就业优先政策的主要目标群体，以降低当前不利环境对其劳动力市场在长期中的不利影响。此外，应当增强劳动力市场的竞争性与流动性，降低劳动力在不同工作岗位中流动转换的障碍，这样将会在一定程度上减弱不利的初始条件所可能具有的“锁定”效应。

**参考文献：**

杜凤莲 程荣，2006：《失业持续时间与再就业者收入》，《南方经济》第3期。

李实 John Knight，2002：《中国城市中的三种贫困类型》，《经济研究》第10期。

李实 邓曲恒，2004：《中国城镇失业率的重新估计》，《经济学动态》第4期。

李实 罗楚亮，2007：《中国城乡居民收入差距的重新估计》，《北京大学学报(哲学社会科学版)》第2期。

吕佳玮，2020：《留守经历对成年劳动力市场表现的影响》，暨南大学硕士学位论文。

许娟，2013：《短期失业的长期影响》，东北财经大学博士学位论文。

赵颖，2016：《员工下岗、家庭资源与子女教育》，《经济研究》第5期。

Altonji, J. G. et al (2016), "Cashier or consultant? Entry labor market conditions, field of study, and career success", *Journal of Labor Economics* 34(1): S361-S401.

Arellano-Bover, J. (2020), "The effect of labor market conditions at entry on workers' long-term skills", *Review of Economics and Statistics* 1-45.

Ben-Porath, Y. (1967), "The production of human capital and the life cycle of earnings", *Journal of Political Economy* 75(4):352-352.

Brunner, B. & A. Kuhn (2014), "The impact of labor market entry conditions on initial job assignment and wages", *Journal of Population Economics* 27(3):705-38.

Burdett, K. (1978), "A theory of employee search and quits", *American Economic Review* 68(1): 212–20.

Carneiro, P. et al (2013), "Maternal education, home environments, and the development of children and adolescents", *Journal of the European Economic Association* 11(S1): 123-60.

Choi, E. et al (2020), "The long-term effects of labor market entry in a recession: Evidence from the Asian financial crisis", *Labour Economics* 67:101926.

Cockx, B. & C. Ghirelli (2016), "Scars of recessions in a rigid labor market", *Labour Economics* 41: 162-76.

Dai, M. et al (2020), "Persistent effects of initial labor market conditions: the case of China’s tariff liberalization after WTO accession", *Journal of Economic Behavior & Organization* 178:566-81.

Dai, M. et al (2021), "How do households adjust to tariff liberalization? Evidence from China’s WTO accession", *Journal of Development Economics* 150:102628.

Feng, S. et al (2017), "Long run trends in unemployment and labor force participation in urban China", *Journal of Comparative Economics* 45(2):304-24.

Fernández-Kranz, D. & N. Rodriguez-Planas (2018), "The perfect storm: Graduating in a recession in a segmented labor market", *Industrial Labor Relations Review* 71(2):492–524.

Genda, Y. et al (2010), "Long-term effects of a recession at labor market entry in Japan and the united states", *Journal of Human Resources* 45(1):157-96.

Gibbons, R. & M. Waldman (2006), "Enriching a theory of wage and promotion dynamics inside firms", *Journal of Labor Economics* 24(1):59-107.

Haaland, V. F. (2018), "Ability matters: Effects of youth labor-market opportunities on long-term labor-market outcome", *The Scandinavian Journal of Economics* 120(3):794–825.

Heckman, J. J. et al (2010), "The rate of return to the High Scope Perry preschool program", *Journal of Public Economics* 94(1-2):114-28.

Kahn, L. B. (2010), "The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy", *Labour Economics* 17(2):303–16.

Kawaguchi, D. & T. Murao (2014), "Labor-market institutions and long-term effects of youth unemployment", *Journal of Money Credit and Banking* 46(S2):95-116.

Kondo, A. (2007), "Does the first job really matter? State dependency in employment status in japan", *Journal of the Japanese and International Economies* 21(3):379–402.

Lareau, A. (2011), *Unequal Childhoods: Class, Race, and Family Life*, University of California Press.

Liu, K. et al (2016), "Good skills in bad times: Cyclical skill mismatch and the long-term effects of graduating in a recession", *European Economic Review* 84:3–17.

Manning, A. (2003), *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labor Markets*, Princeton University Press.

Mavromaras, K. et al (2015), "The scarring effects of unemployment, low pay and skills under-utilization in Australia compared", *Applied Economics* 47(23): 2413-29.

McLaughlin, K. J. & M. Bils (2001), "Interindustry mobility and the cyclical upgrading of labor", *Journal of Labor Economics* 19(1): 94-135.

Oreopoulos, P. et al (2012), "The short- and long-term career effects of graduating in a recession", *American Economic Journal-Applied Economics* 4(1):1-29.

Oyer, P. (2006), "Initial labor market conditions and long-term outcomes for economists", *Journal of Economic Perspectives* 20(3):143-60.

Oyer, P. (2008), "The making of an investment banker: stock market shocks, career choice, and lifetime income", *Journal of Finance* 63(6):2601-28.

Raaum, O. & K. Røed (2006), "Do business cycle conditions at the time of labor market entry affect future employment prospects?" *The Review of Economics and Statistics* 88(2):193–210.

Schwandt, H. & T. von Wachter (2019), "Unlucky cohorts: Estimating the long-term effects of entering the labor market in a recession in large cross-sectional data sets", *Journal of Labor Economics* 37(S1): 161-98.

Sylvia, S. et al (2021), "From quantity to quality: Delivering a home-based parenting intervention through China’s family planning cadres", *Economic Journal* 131(635):1365-400.

Taylor, M. P.(2013), "The labour market impacts of leaving education when unemployment is high: Evidence from Britain", ISER Working Paper, No.12.

Topel, R. H. & M. P. Ward (1992), "Job mobility and the careers of young men", *Quarterly Journal of Economics* 107(2):439-79.

Umkehrer, M. (2019), "Heterogenous effects of entering the labor market during a recession—new evidence from Germany", *CESifo Economic Studies* 65(2):177–203.

von Wachter, T. (2020), "The persistent effects of initial labor market conditions for young adults and their sources", *Journal of Economic Perspectives* 34(4):168-94.

Yagan, D. (2019), "Employment hysteresis from the great recession", *Journal of Political Economy* 127(5):2505-58.

Chen, Y. et al (2020), "Arrival of young talent: The send-down movement and rural education in China", *American Economic Review* 110(11):3393-430.

1. \* 罗楚亮、高天一、邹先强，中国人民大学劳动人事学院，邮政编码：100872；电子邮箱：luochl@ruc.edu.cn，gaotianyi@ruc.edu.cn，zouxianqiang@gmail.com。基金项目：国家自然科学基金面上项目“我国劳动力市场匹配效率及其经济效应”（71973015）、国家社科基金重大项目“强化就业优先政策、稳定和扩大就业研究”（批准号：21ZDA098）。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 上个世纪90年代后期开始的国企改革使得城镇产生了较大规模的失业，一些研究发现在当时城镇地区也存在失业后的再就业收入较低的现象（李实、John Knight，2002；杜凤莲、程荣，2006）。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 如日本（Kondo，2007；Genda et al，2010）、韩国（Choi et al，2020）、德国（Umkehrer，2019）、英国（Taylor，2013）、奥地利（Brunner & Kuhn，2014）、西班牙（Fernández-Kran & Rodriguez-Planas，2018）、比利时（Cockx & Ghirelli，2016）和挪威（Raaum & Røed，2006；Liu et al，2016；Haaland，2018）。 [↑](#footnote-ref-3)
4. UHS1992-2007年的数据包括“就业情况”变量共15种分类，该变量涵盖了样本中的全部个体，15种分类为：（1）全民所有制单位职工；（2）集体所有制单位职工；（3）其它所有制职工；（4）城镇个体经营者；（5）城镇个体被雇者；（6）离退休在就业人员；（7）其它就业者；（8）离退休人员；（9）丧失劳动能力者；（10）家务劳动者；（11）待业人员；（12）待分配者；（13）在校学生；（14）待升学者；（15）其它非就业者。本文将（1）—（7）作为就业者，（11）和（12）作为失业者；(8)，(9)，(10)，(13)，(14)和(15)作为非经济活动人口。2007-2009年的数据分类顺序有变，但基本与1992-2007年一致。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 造成两者之间差异的原因是多方面的，李实、邓曲恒（2004）讨论过城镇失业率不同估算方法所得结果的差异。Feng et al（2017）认为登记失业可能存在汇总错误和潜在的数据操纵问题。而事实上，由于失业保险金替代率较低、公共就业服务机构介绍匹配工作效率不高，登记的失业记录也可能向潜在雇主发送不利于求职者的信号，这些因素也都有可能弱化失业者到失业登记机构进行登记的动机。基于住户调查数据的失业率估算结果能在较大程度上避免这些问题。官方失业统计除了原有的登记失业率外，也开始发布调查失业率，在经济形势分析中越来越引起人们的关注。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 这一特征与国家统计局所发布的分年龄组调查失业率也是吻合的。近些年来，16至24岁人群城镇调查失业率要远远高于25至59岁人群。特别是2022年5月和6月份的数据表明，16至24岁人群城镇调查失业率高达18.2%和18.4%更引起了广泛关注和社会担忧。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 感谢匿名审稿人指出这种调整的必要性。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 这里的少数非农户口样本一般被认为是一些特殊例外，并不构成从农村进入城镇流动人口的代表性样本。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 这里需要说明的是，本文对个体初始年进入劳动力市场的地理位置采用个体被调查年的地理位置进行代理。因此本文的主回归结果选择采用省级层面的失业率水平，这能在一定程度上减少对个体初始年地理位置的测量误差。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 本文同时也采用了其他的检验方法论证迁移问题对本文的结论影响较小。如：第一，通过UHS数据中的户口状况变量可以区分四类户口状况的个体，根据户口结构可见样本中流动人口数量占比较低，劳动力迁移问题在本文的研究框架下不是主要问题。第二，本文考虑用省级面板数据直接检验失业率对迁移率的影响，从《中国人口统计年鉴》中本文搜集了各省份的迁入率，并用迁入率对失业率做回归，结果显示失业率对迁入率并没有统计意义上显著的影响。第三，将用UHS数据计算得到的省份迁入率作为控制变量引入主回归方程，直接控制迁移带来的影响。限于篇幅，本文未报告上述检验结果。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 选择个体16岁年失业率的原因是假设个体7岁上学，并接受9年义务教育，故16岁为其结束义务教育的年龄。根据我国法规，这也是可以合法参与劳动力市场的年龄。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 将UHS数据“就业情况”中的以下三种情况视为职工：（1）全民所有制单位职工；（2）集体所有制单位职工；（3）其它所有制职工。其他就业者和失业者作为非职工。这里的回归不包括非劳动力市场参与者。 [↑](#footnote-ref-12)