arXiv:2304.00544v1 [econ.GN] 2 Apr 2023

商业周期中的失业与内生再配置§, ¶

Carlos Carrillo-Tudela [||] Ludo Visschers [**]埃塞克斯大学、爱丁堡大学、CEPR、CESifo 和 IZA；马德里卡洛斯三世大学、CESifo 和 IZA

2023年3月

摘要

本文研究职业流动的周期性在多大程度上塑造了总失业的周期性及其持续时间分布。我们记录了长期和商业周期中工人职业流动与失业持续时间之间的关系。为诠释这些证据，我们构建了一个包含异质性主体的多部门商业周期模型。该模型在定量上与美国劳动力市场的若干重要特征相符：职业流动总量顺周期、净职业流动逆周期、失业大幅波动，以及失业持续时间分布的周期性特征等。我们的分析表明，由工人职业前景变化引发的职业流动（而非职业之间的差异）会与总体经济状况相互作用，推动失业持续时间分布和总体失业率的波动。

关键词：失业、商业周期、Rest、求职、职业流动。*JEL*：E24、E30、J62、J63。

§这份工作论文汇集了《商业周期中的失业与内生再配置》的正文和在线附录（该论文于2023年2月被Econometrica接受），以及提供进一步背景和研究的补充附录。在线附录从第46页开始，补充附录A（代码错误校正）从第73页开始，补充附录B（数据）从第117页开始，补充附录C（理论）从第218页开始。

¶我们谨向 Melvyn G.Coles、LeoKaas、David Wiczer 以及研讨会和学术讲座中的许多其他同事表示感谢，他们的评论和建议帮助改进了本文。我们还要感谢Rahel Felder 和Junko Iwagami，他们在数据分析方面提供了出色的研究助理工作。作者感谢英国经济与社会研究理事会（ESRC）提供的资金支持，资助编号为 ES/V016970/1。LudoVisschers 还感谢ESRC 提供的资金支持，资助编号为 ES/L009633/1（爱丁堡大学的MacCaLM项目），以及 BBVA基金会（SARS-CoV-2与COVID-19科学研究团队资助计划）。通常的免责声明适用。©2023 作者。[||]通讯地址：经济系，埃塞克斯大学，Wivenhoe Park，科尔切斯特，CO4 3SQ，英国。电子邮箱：cocarr@essex.ac.uk。**通讯地址：经济学院，爱丁堡大学，30 Buccleuch Place，爱丁堡，英国，EH8 9JT，英国。电子邮箱：ludo.visschers@ed.ac.uk。

1 引言

职业流动是失业工人就业匹配过程中的重要组成部分。在美国，经历过一段失业期的工人中，平均有44%在再就业时更换了“主要职业群体”（MOG）。[1] 这些职业流动者找到工作所需的时间也更长，并会影响长期失业的周期性变化。在经济衰退期，职业留任者的平均失业持续时间会延长，而职业流动者的增幅约高出35%。这表明，个人跨经济不同部门流动的意愿和能力，可能对总劳动力市场波动产生重要影响。本文基于这些证据，研究失业工人的职业流动对失业持续时间分布的周期性变化以及总失业率的影响。

我们提出并定量评估了一种多部门商业周期模型，其中失业者在异质职业中面临求职摩擦，而跨职业转换则面临再配置摩擦。我们考虑的经济还存在特异性的工人—职业生产率冲击，这些冲击与职业整体生产率正交，用以刻画工人在某一职业中的职业前景如何变化。工人通过边干边学积累职业专用人力资本，但在失业期间会遭受技能损失。即便存在如此丰富的异质性，工人的离职和再配置决策仍可由简单的保留（特异性）生产率临界值刻画，而这些临界值会随着总量和职业整体生产率而变化。

该框架的一项重要成功之处在于，它能够生成多种截面职业流动和失业持续时间模式，同时还能再现总失业及其持续时间分布的周期性波动，以及观察到的斜率显著为负的贝弗里奇曲线。模型中总工作分离率和就业获得率的周期性响应也与数据相符（见 Shimer，2005年）。此外，该模型还生成了观察到的以下顺周期性：

[1]主要职业群体是宽泛的类别，可视为代表一位数职业。例如，管理人员、销售人员、机械师和维修工、建筑/采掘、办公室/行政支持、基础行业等。上述比例是在校正测量误差后得出的。

失业者中的总职业流动，以及职业流动者的失业持续时间更强的逆周期性。模型还生成了衰退期间工人跨职业净重新配置增加这一观察结果（见 Dvorkin，2014年；Pilossoph，2014年；以及 Chodorow-Reich 和 Wieland，2020年）。

我们的方法提供了一个新颖的见解：驱动周期性失业的是工人的个体特异性职业生产率与总体经济状况之间的相互作用，而非职业之间的差异。其主要机制如下。估计结果表明，在每种职业中，工作分离临界值都高于再配置临界值。这反映出，在职业前景不确定且重新配置成本高昂的情况下，个体生产率介于这两个临界值之间的失业者更愿意选择等待，继续与其失业前职业保持联系，而不是进行再配置。经济衰退期间，这两个临界值之间的区间会内生地扩大，尽管当前并无他们能够胜任的工作，工人仍会在失业期中花更长时间等待。等待的期权价值上升，使职业流动者的（长期）失业人数比留任者增加得更多，并有助于形成前述总体劳动力市场变量中观察到的周期性放大和持续性。

个体特异性职业生产率在模型机制中的重要性，反映了<风格 id='1'>超额 </风格>流动在推动数据中的关键职业流动模式方面的重要作用；所谓超额流动，是指在职业层面上相互抵消的流动。我们利用观察到的较高职业转换倾向，以及这种倾向随失业持续时间延长而上升的现象，来揭示个体特异性职业冲击的随机过程。估计得到的过程随后决定工人等待的动机。观察结果表明，即使失业一年后，仍有约45%的工人在先前职业中重新就业，这印证了等待动机。随着等待动机在经济周期中发生变化，模型生成了顺周期的超额流动和总流动，与数据相符。

遵循Lucasand Prescott（1974年）“岛屿”框架的多部门模型文献通常强调，失业工人在各部门之间的逆周期净重新配置，是失业波动背后的主要驱动力（见 Lilien，1982年；Rogerson，1987）。当经济衰退时，更多工人进行耗时的转换，从而可能产生逆周期失业，从

从受冲击严重的部门转向就业机会前景相对更好的部门。为体现职业异质性所发挥的作用，我们采用一种非完全定向搜寻方法，对整个经济周期中的跨职业搜寻进行建模（另见 Cheremukhin 等，2020；Wu（2020））。然而，由于总流量比净流量大一个数量级，加入这一维度并不会改变以下结论：在解释劳动力市场波动或总职业流动的顺周期性时，劳动者的职业冲击比职业总体生产率更为重要。这是因为，在（周期性）萎缩和扩张的职业内部，等待的期权价值仍然十分重要。我们表明，职业前景变化在塑造周期性失业方面发挥着极其重要的作用，与经由失业的劳动力流动对职业规模变化作出有意义的贡献，尤其是在经济衰退期间，并不矛盾。

针对经历过失业的工人，专门研究其职业（或行业）流动的实证研究相对较少。这与大量研究形成对比；后者考察的是雇主变动者与留任者的合并样本中的职业流动（例如 Kambourov 和 Manovskii（2008）、Moscarini 和 Thomsson（2007）等）。我们没有先验理由认为，这些研究揭示的流动模式也适用于失业者。我们使用1983—2014年的收入与项目参与调查（SIPP）数据，记录个人职业流动与其失业持续时间结果之间的相关模式。我们还使用收入动态面板调查（PSID）和当前人口调查（CPS）来验证研究结果。

我们使用模拟矩方法对模型进行校准。校准结果表明，失业的性质会随经济周期而变化。Rest/等待型失业在经济衰退期变得相对更加突出，而求职型失业在经济扩张期更加突出。Alvarez和Shimer（2011）也使用多部门模型研究了休息型失业和求职型失业的相对重要性，但他们是在总体稳态下进行研究的。他们的分析意味着，工作、休息和求职之间的转变并未得到确定。相比之下，在我们的框架中，工人的个体特异性职业冲击动态决定了就业与不同类型失业之间的转变。这使得我们能够联合分析失业持续时间和

职业流动，无论是在长期还是在经济周期中。

大衰退期间及其后续影响中观察到的失业大幅且持续上升，使人们重新关注多部门商业周期模型，并将其视为研究周期性失业的有用框架。与本文一样，Pilossoph（2014）发现，净重新配置对总失业的影响较弱。Chodorow-Reich 和 Wieland（2020）以这项研究为基础，发现净重新配置与失业的共同变动在经济周期从衰退转向复苏的阶段最为显著。在这些论文中，总流动保持不变或呈逆周期性，这与数据不符。[2] 这些论文也没有着重探讨个人的失业持续时间与职业流动之间的关系、这种关系如何随经济周期变化，或这种关系如何导致失业持续时间分布呈周期性变化；在这种变化中，长期失业的上升波及各个职业（见 Kroft 等，2016）。[3]

本文其余部分安排如下。第2节介绍激发本文研究的经验证据。第3节介绍模型及其主要含义。第4节和第5节进行定量分析。第6节总结全文。所有证明、详细数据、定量分析以及广泛的稳健性检验均置于在线附录和若干补充附录中。[4]

2 失业者的职业流动

我们的主要统计分析基于1984—2008年SIPP面板的序列，涵盖1983—2014年时期。样本仅关注在给定面板中被观察到从就业转为失业、再回到就业的那些劳动者（就业—失业—就业 流），并排除自营就业、武装部队或农业职业中的人员。[5] 在我们的主要分析中，我们考察具有

[2]据我们所知，Dvorkin（2014）是唯一尝试同时再现总流动的顺周期性与净流动的逆周期性的人。然而，他的校准模型与数据仍相去甚远（见其表9）。[3]Wiczer（2015）的研究与我们的分析更为接近。一个重要区别是，在我们的框架中，劳动者做出离职和重新配置决策时，会考虑其个体生产率可能出现的复苏。这一特征对模型的周期性特征至关重要。[4]在线附录及其他补充附录列于下文，即正文之后。在线附录始于第46页，补充附录A（代码错误校正）始于第73页，补充附录B（数据）始于第117页，补充附录C（理论）始于第218页。[5]本文未纳入自雇者，因为他们面临的摩擦环境可能截然不同；在这种环境下，无需职位空缺也能获得就业。这些差异似乎也会持续存在……

在其失业期内一直处于失业状态，但我们表明，在使用混合失业／退出劳动力市场期时，我们的结果仍然成立。为尽量减少因收入与项目参与调查的结构而导致的删失影响，我们考察自相应面板开始后的第16 个月起发生再就业的就业—失业—就业期，并规定劳动者在再就业时必须在其面板内至少拥有连续 14 个月的劳动力市场经历。在补充附录B.7中，我们进一步详细介绍数据构建，并分析这些限制所带来的影响。

如果个人在离开就业后至少有一个月没有工作，并报告“无工作——正在找工作或被暂时解雇”，则被视为失业者。由于我们希望关注那些已与先前雇主脱离联系的劳动者，因此我们将报告“有工作——被暂时解雇”的人员视为就业者。[6] 剔除所有包含推算职业的观测值后，我们比较失业期前后的报告职业。为了捕捉有意义的职业变化，我们采用2000年人口普查职业分类（2000年标准职业分类）中的21个“主要”职业组，以及将其汇总为基于任务的职业类别（见Autor 等（2003））。然而，在收入与项目参与调查中，更换雇主者的职业信息是在独立访谈下收集的，而众所周知，这会夸大职业流动的重要性。为解决这一问题，我们开发了一种新颖的分类误差模型，用于校正特定职业之间流动中的编码错误，从而更准确地捕捉在失业者中占比更高的职业所产生的编码错误。

时期。我们发现，在 SIPP 中从自营就业转为失业的人中，有 50% 回到了自营就业。这表明，自营就业会带来自营就业，而这一特征并未纳入我们的模型。另一方面，从受薪就业转为失业的人中，有 96% 回到了受薪就业，这一点已由我们的模型捕捉到。排除在 SIPP 面板期间曾经自雇的个人，意味着从我们的数据中剔除 11% 的个人—月份观测值。[6]Fujita和Moscarini（2017年）发现，失业者由“临时解雇工人”和“永久离职者”组成。后者指失去工作且没有任何迹象表明会被召回的人。同样，Hornstein（2013年）以及Ahn和Hamilton（2020年）将失业者分为两组：就业获得率高者和就业获得率低者。排除“有工作但处于解雇状态”的人，以及在一个月内找到工作的人，意味着我们的失业样本与Fujita和Moscarini所说的“永久离职者”以及Hornstein和Ahn、Hamilton所说的“就业获得率低的工人”相近。我们在补充附录B.4.4中进一步讨论这一问题。

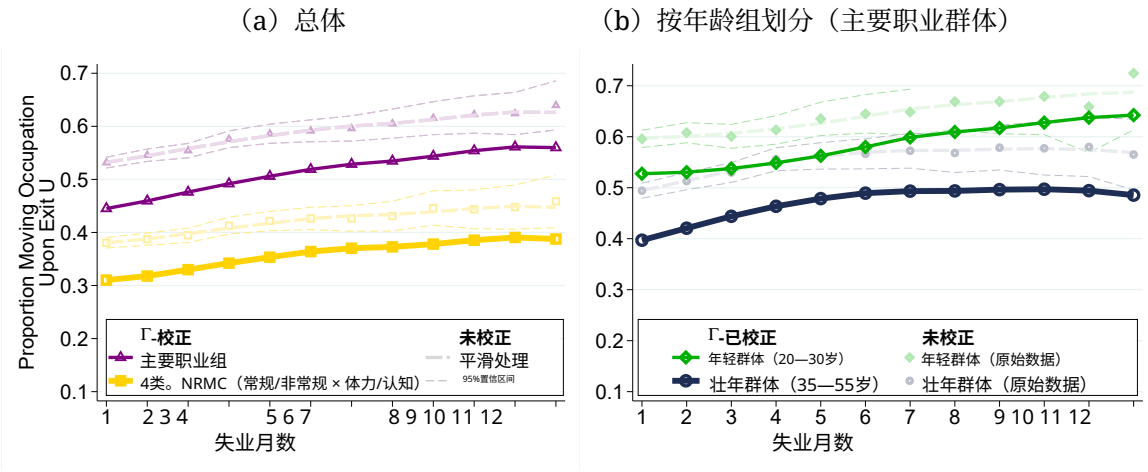
2.1 职业流动性的编码错误校正 y

假设编码错误是根据大小为 $\mathbf{\Gamma}$ 的OxO混淆矩阵产生的，其中O 表示职业类别的数量。元素 γ_{ij} 表示真实职业 $i = 1$、2、...、O 被编码为职业 $j = 1$、2、...、O的概率，即 $\sum_{j=1}^{O} \gamma_{ij} = 1$。令$\mathbf{M}$ 表示包含工人真实 职业流动的矩阵，其中元素m^{ij} 表示从职业i流向职业j的工人流动。在独立访谈下，这样的矩阵表现为$\mathbf{M^I} = \mathbf{\Gamma' M \Gamma}$，其中对 $\mathbf{\Gamma}$ 进行前乘和后乘，考虑了观测到的来源职业和去向职业会受到编码错误的影响。了解 $\mathbf{\Gamma}$ （及其可逆性）后，我们可以将$\mathbf{M}$ 去混淆为 $\mathbf{\Gamma^{-1}{}' M^I \Gamma^{-1}}$。

在线附录 A 对这一校正方法进行了形式化描述。补充附录A 提供了所有证明和详细讨论。在该附录中，我们证明，只需作出三个假设，即可识别并估计 $\mathbf{\Gamma}$ 。（假设 *A1*）独立分类错误：在给定真实职业的条件下，职业代码的取值与劳动者的劳动力市场经历、人口统计特征或其在样本中出现的时间无关。（假设 *A2*）错误编码中的“细致平衡”：编码错误具有对称性，即真实职业为i 却被错误编码为j 的劳动者人数，与真实职业为j 却被错误编码为i的劳动者人数相同。（假设 *A3*）严格对角占优：正确编码职业i 的可能性高于错误编码该职业的可能性。在补充附录A中，我们使用收入与项目参与调查、PSID 和当前人口调查数据评估这些假设的合理性，考察误差校正模型的含义，并验证所得模式在其他校正方法下仍然成立（另见补充附录 B）。

我们利用1985年与1986年收入与项目参与调查面板之间从独立访谈转为依赖式访谈的变化来实施我们的方法。这表明，按照2000年标准职业分类，重新就业时实际职业留任者平均约有20%的概率会被归类为职业流动者。此外，不同职业被误编码的倾向大相径庭；即使真实职业相同，某些错误也比其他错误更常见。这一点会影响净流动的衡量（定义见下文）。我们发现，经过校正后，净流动出现了显著的相对增幅。

图1：不同失业持续时间下的职业流动程度



注：每条流动性-持续时间曲线都显示：对于给定的失业持续时间x，在所有失业期至少持续x 个月的工人中，再就业时更换职业者所占的比例。

2.2 G职业流动与失业持续时间

图1展示了我们分析中的一个关键经验规律：流动—持续时间曲线。该曲线显示，劳动者对其分离前职业的依附程度与失业持续时间之间的关系。对于持续时间为x，每条曲线表示在所有失业期至少持续x 个月的工人中，重新就业时更换职业的比例。

图1a显示，失业至少一个月的工人中，有44.5%在再就业时更换了职业；而失业至少9个月的工人中，有54.6%在再就业时更换了职业。因此，这些证据表明，再就业时的总职业流动较高，并且随着失业持续时间延长而适度增加。这种适度增长意味着，仍有很大比例的长期失业者（超过40%）在再就业时回到原来的职业。[7] 图中还显示，使用基于任务的职业类别时也会出现类似模式：非常规认知(NRC)、常规认知(RC)、非常规手工(NRM) 和常规手工(RM) 职业。补充附录 B.1显示，以下情况也存在这种模式

[7]Kambourov 和 Manovskii（2008）利用 PSID 比较了雇主变动者与留任者合并样本中两种年度职业流动率的衡量方法：一种纳入失业者，另一种不纳入。他们发现，采用两位数汇总时，纳入失业工人会使年度职业流动率提高 2.5 个百分点。补充附录 A 和 B.5 更详细地说明了我们的分析与他们研究之间的关系。

使用非就业期、同时发生的行业／职业流动，或自我报告的职业任职时长时。

人口统计特征补充附录 B.1 显示，性别、教育程度和种族群体也呈现相同的模式。然而，总流动水平会随年龄显著下降：年轻群体（20—30 岁）为 52.6%，壮年群体（35—55 岁）则为 39.7%。图 1b 显示，壮年工人的曲线比年轻工人低约 9—13 个百分点，但斜率非常相似。因此，壮年工人对其职业的依附性更强，但随着失业持续时间延长，这种依附性减弱的方式与年轻工人相似。

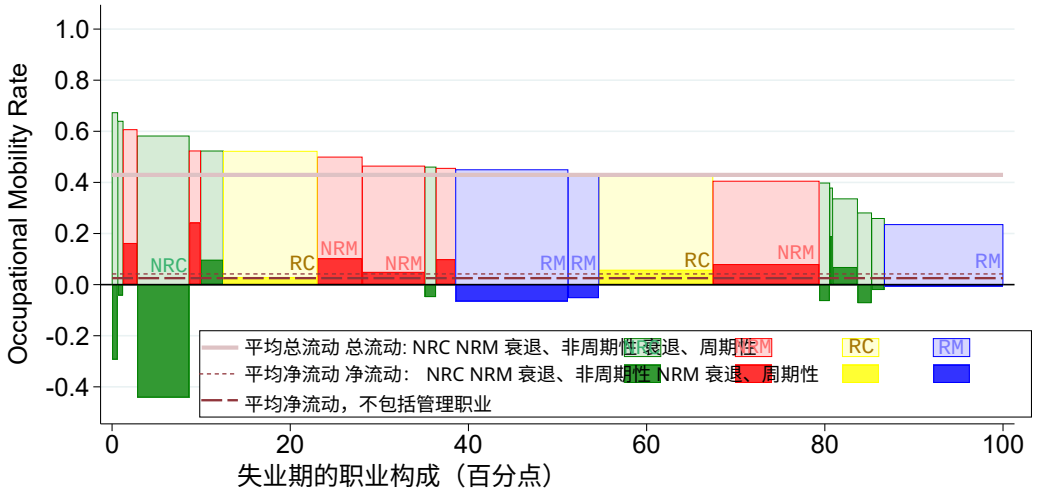
按职业划分的流动图 2 显示，大多数职业的流动率都很高。职业 i 的总流动率（每个浅色柱的高度）定义为 E_iUE_{-i}/E_iUE，其中分子表示此前受雇于职业 i 的工人转而在其他职业就业的就业—失业—就业失业期，分母则涵盖所有起始于职业 i的就业—失业—就业失业期。[8] 流动率超过 40% 的职业，其就业—失业—就业失业期占我们数据中所有此类失业期的 80% 以上。除工程师、建筑师和医生等规模较小且专业性较强的职业外，建筑业是唯一流动率约为 25% 的大型职业。此外，流动性-持续时间曲线的斜率并非源于某些失业持续时间相对较长的职业有特别高的职业流出；相反，所有职业中的失业者似乎都逐渐失去对原职业的依附（详情见补充附录 B.1）。

2.3 超额与净流动

为了评估哪些职业通过失业经历净流入（流出）的转移的重要性，我们将职业总流量分为净流动和超额流动。图 2 中的深色柱表示每个职业的净流动率，定义为 $(E_{-i}UE_i - E_iUE_{-i})/E_iUE$，其中分子表示职业$i$ 的总流入与流出之差。显然，几乎所有职业的净流动都比总流量小一个数量级，主要例外是管理类职业。平均净

[8]我们根据就业—失业—就业 失业期来定义总职业流动、超额职业流动和净职业流动的衡量指标，因为收入与项目参与调查（SIPP）的纵向维度意味着同一劳动者可能有不止一次就业—失业—就业 失业期。在构建这些流动指标时，我们分别考察每个失业期。

图 2：各职业的总职业流动和净职业流动



注： 总流动：每个浅色柱的高度表示总流动。职业按照总流动从高到低排序。净流动：每个深色柱的高度表示职业i的净流动。正值表示净流入，负值表示净流出。这些柱的面积表示该职业特定的净流动。实线表示平均总职业流动率。虚线表示包含和不包含管理类职业时的平均净流动率。所有数据均已针对错误编码进行修正。

流动率，$0.5\sum_i |$就业$_{-i}$失业—就业$_i$ − 就业$_i$失业—就业$_{-i}|$/就业—失业—就业 （其中 就业—失业—就业 $=\sum_i$ 就业$_i$失业—就业）为 4.3%（未校正错误编码时为 3%）。[9] 图 2 还显示出明显的方向性模式：从衰退、周期性 职业净流出，流入*NRM* 职业的净流入。

超额流动是职业流动中最重要的组成部分，管理职业除外。平均超额流动率 $\sum$ min{就业$_{-i}$失业—就业$_i$，就业$_i$失业—就业$_{-i}$}/就业—失业—就业意味着所有就业—失业—就业 失业期中有40.1%代表超额流动，约占总流动的90%。在补充附录B.2中，我们表明这些结果对于替代性职业分类以及使用非就业期而言都是稳健的。

图1中记录的职业流动随持续时间增加，主要也是由超额流动所驱动的。我们在持续时间至少为x = 1、2、3、.....、12的就业—失业—就业 失业期子样本上，重新计算了上文定义的平均净流动率和超额流动率。这表明，超额流动随持续时间增加，并不支持这样一种观点：长期失业主要由一部分职业所驱动，在这些职业中，劳动者尤其渴望离开并转向另一组条件更好的职业（见补充附录B.2）。

[9]前乘以0.5 反映了这样一个事实：某一职业中的每一次净流出，同时也被计作其他职业中的一次净流入。Kambourov和Manovskii（2008）还强调，在雇主流动者和留任者的合并样本中，职业间净流动的相对重要性较小。

2.4 重复流动

收入与项目参与调查使我们能够考察劳动者在多个失业期之间对职业的依附变化。这些“重复流动”统计数据告诉我们，在一次失业期之后更换了（未更换）职业的劳动者，是否会在随后又经历一次失业期后再次更换职业。在这里，我们还可以使用 **Γ**-校正来抵消三职业经历（围绕两个失业期）中的编码错误。[10]

我们发现，在所有再次失业的留任者中，63.4%的人在结束第二个失业期后仍留在同一职业中。对于壮年工人，这一百分比更高，为65.6%；对于年轻群体，则较低，为61.7%。然而，职业依附本身的丧失也会持续存在。在前一个失业期后更换职业、随后再次失业的工人中，54.4%的人再次更换职业。对于壮年工人，这一比例较低，为49.1%；对于年轻群体，则较高，为64.5%。补充附录B.5在PSID中显示了类似的模式。

2.5 经济周期中的失业者职业流动

失业工人对先前职业的依附程度会随商业周期而变化。在经济扩张期，失业工人更频繁地更换职业，而在经济衰退期则不然。表1的面板 A 通过将总流动率（对数）回归于失业率（对数），考察职业流动的周期性。列 (i) 和 (ii) 将从收入与项目参与调查（SIPP）获得的、经**Γ**校正和未校正的职业流动率的 HP 滤波季度序列，与失业率的 HP 滤波序列相关联，滤波参数为 1600。由于留任者的比例较高，因此虚假流动也较多，】【。

[10]令矩阵 $\mathbf{M}^{\mathbf{r}}$（元素为 m_{ijk}^{r}）为真实重复流动的 $O \times O \times O$ 矩阵。那么，该矩阵与观测到的 重复流动矩阵 $\mathbf{M}^{\mathbf{r\,obs}}$ 之间的关系为 $\mathbf{M}^{\mathbf{r\,obs}\prime} = \mathbf{\Gamma} \otimes \mathbf{\Gamma} \otimes \mathbf{\Gamma}^{-1}$，其中$\mathbf{vec}(\mathbf{M})\mathbf{vec}(\mathbf{M},)()$，其中$\mathbf{vec}(\mathbf{M})$ 是矩阵 $\mathbf{M}$的向量化，表示克罗内克积。由于**Γ** 可逆， $\mathbf{\Gamma} \otimes \mathbf{\Gamma} \otimes \mathbf{\Gamma}$ 也可逆。随后，在收入与项目参与调查中*3.5*至*5*年的时间窗口内 测量重复流动统计；在仅考虑纯失业期时，统计基于所有面板中有多个失业期的个人的610条观测值；在考虑包含失业月份的非就业期时，则基于1,306条观测值。更多详情参见补充附录B.7。请注意，在此时间窗口内经历两段连续失业期的工人，并不一定能代表所有失业工人，也不一定能代表间隔更远的失业期中的行为。尽管如此，这些统计仍然很有价值，将为我们的建模选择和定量分析（通过间接推断）提供依据。

表1：周期中的职业流动与失业持续时间

	HP滤波季度职业流动			未筛选的发生次数流动			
	(i) SIPP Γ校正后的	(ii) SIPP 未校正	(iii) CPS 未校正	(iv) SIPP Γ-已校正	(v) SIPP 未校正	(vi) CPS 未校正	(vii) SIPP 未校正
面板 A：流动回归，未控制非就业时长							
HP U	-0.145	-0.088	-0.087	-0.122	-0.114	-0.077	-0.132
	(0.041)	(0.026)	(0.024)	(0.059)	(0.046)	(0.022)	(0.041)
对照组	-	-	-	T	T	T	D,T, C, S.O.
B面板：流动性回归，控制非就业时长							
HP U	-	-	-	-0.171	-0.149	-0.112	-0.176
	-	-	-	(0.061)	(0.048)	(0.024)	(0.042)
持续时间系数	-	-	-	0.0126	0.0138	0.0116	0.0145
	-	-	-	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
对照组	-	-	-	T	T	T	D,T, C, S.O.

注释： 收入与项目参与调查样本仅包含数据允许测量1至12个月全范围持续时间的季度。标准误按季度聚类，并显示在括号内。详情请参阅补充附录B.7。当前人口调查数据详见补充附录B.5。对照组：D=人口统计控制变量（性别、种族、教育和年龄四次项）；T=线性趋势；C=数据最初报告时所采用分类的虚拟变量；S.O.= 来源职业。

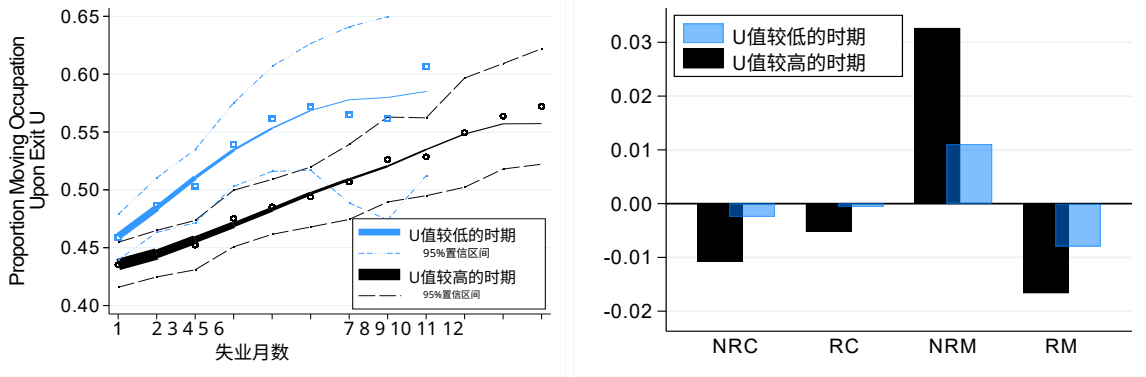
在经济衰退期间，经过 **Γ** 校正的序列呈现出比未校正序列略强的周期性。第 **(iii)** 列列出了基于 1979—2019 年 CPS 职业流动数据（未校正）的回归结果（见补充附录 B.5）。我们使用 CPS，因为其季度流动序列不存在缺口。我们发现，未校正的 SIPP 和 CPS 序列具有几乎相同的顺周期性，这表明数据缺口并未实质性影响我们的结论。[11]

第（iv）至（vii）列给出了将未经滤波的职业流动序列对HP滤波失业率进行回归的结果，以进一步检验稳健性。同样，收入与项目参与调查和当前人口调查显示出大体相似的顺周期性。最后一列加入了更多个人层面的控制变量，结果表明这些变量并未实质性改变我们的结论。因此，职业流动的顺周期性并非源于扩张期职业或人口统计特征构成向流动性较高的类别转变。补充附录B.3基于收入与项目参与调查提供了一系列全面的稳健性检验，结果均显示总职业流动具有顺周期性。补充附录B.5进一步

[11]将当前人口调查序列限制为从1994年改革之后开始，并不会改变我们的结果。请参见补充附录B.5。由于非重叠面板与我们的抽样限制相结合（以避免删失问题），收入与项目参与调查序列存在数据缺失，详见补充附录B.7。为处理这些缺口，我们使用TRAMO-SEATS进行插值，对序列进行HP滤波，然后舍弃所有经过插值的季度。

图3：职业流动的周期性，1985年-2014年

(a) 职业流动 - 持续时间分布偏移　　(b) 净职业流动 - 基于任务的类别



注释： 左面板：圆形市场图展示的是未经平滑处理的数据，实线曲线表示流动—持续时间曲线的平滑处理结果。曲线的粗细表示在给定持续时间下仍在持续的失业期数量。右面板：分别针对高失业率和低失业率时期，计算各基于任务的类别的净流动率时，均不包括管理人员。包含管理人员的版本见补充附录B.3。

使用 PSID 展示了 1968—1997 年期间顺周期的职业流动。

流动性-持续时间曲线的周期性图3a描绘了流动性-持续时间曲线的周期性变化。图中分别绘制了在失业率较高时期和失业率较低时期结束的那些就业—失业—就业失业期的曲线。失业率较高（较低）时期被定义为：去趋势化的（对数）失业率处于去趋势化的（对数）失业率分布底部（顶部）三分之一范围内的时期。在任何持续时间下，经济衰退期间的职业流动都较低，这印证了总职业流动的顺周期性。无论是在失业率较高时期还是较低时期，失业持续时间的增加都与劳动者对其先前职业的联系适度减弱相关。表1中的B面板同样展示了流动性-持续时间曲线在经济周期中的垂直移动，并表明这一结果在控制人口统计特征和（起始）职业后仍然稳健。

职业净流动的周期性 图 3b 展示了每个基于任务的类别的净流动率的周期性行为。净流动率的计算方式为 (就业$_{-i}$失业—就业$_i$ −就业$_i$失业—就业$_{-i}$)/就业—失业—就业，分别针对高失业率和低失业率时期进行计算。[12] 在所有基于任务的类别中，当

[12]不同于第2.3节，我们按照在高失业率或低失业率时期观察到的就业—失业—就业 失业期总数，对每个基于任务的类别中的净流动进行标准化。这里我们还排除了管理人员。补充附录B.3显示，这一排除意味着，正如图 2所示，衰退、非周期性 职业现在经历的是净流出，而不是净流入。

失业率较高，尽管就业—失业—就业也有所增加。具体而言，衰退、周期性职业在经济衰退期的净流出相较于经济扩张期有所增加，而*NRM*职业在经济衰退期的净流入相较于经济扩张期有所增加。因此，净流动性的逆周期性意味着，超额流动性更强的顺周期性是失业工人总流动呈现顺周期性行为的主要驱动因素。[13]

比较流动者与留任者的失业期 流动性—持续时间曲线表明，职业流动者的失业期平均比留任者更长。从经济扩张期到经济衰退期，这一差距从0.4个月扩大到0.9个月。[14] 这一增长并非源于失业流动者的人口统计特征随周期变化，也不是因为他们在经济衰退期更可能来自失业持续时间较长的职业（或转入这类职业；见补充附录B.4）。尽管经济衰退期职业流动有所减少，但流动者失业期的延长幅度相对更大。因此，职业流动者对总失业的增加，尤其是长期失业的增加，作出了显著贡献。

3 理论框架

现在，我们将构建一个关于失业者职业流动的理论，以解释上述实证模式，并将其与长期和短期失业的周期性行为以及总体失业率联系起来。

3.1 环境

时间是离散的$t = 0, 1, 2, \ldots\ldots$。大量无限期生存、风险中性的劳动者分布在有限个职业$o = 1, \ldots\ldots, O$中。在任意时点t，同一职业中的劳动者可能处于就业或失业状态，并且在两个方面存在差异：个体特质生产率z_t和人力资本x_t。我们将z生产率解释为“职业匹配”，它以简化形式反映劳动者在其职业中的职业前景变化（见Neal，1999）。

[13]Kambourov 和 Manovskii（2008）使用 PSID 数据，也发现，在由雇主留任者和流动者构成的合并样本中，净流动呈逆周期变化，而总流动呈顺周期变化。[14]对样本中的所有失业期取平均后，差距为0.7个月。这一数值在经济上具有显著意义，相当于高失业率时期与低失业率时期平均失业期持续时间之差的40%。

这些z生产率遵循一个共同且有界的一阶平稳马尔可夫过程，其转移定律为$F(z_{t+1}|z_t)$。[15] 这些生产率的实现值会影响劳动者就业和失业时的状况，并将推动超额职业流动。为体现不同年龄组对职业的依附程度差异，劳动者在就业期间通过边干边学的过程积累职业人力资本，而失业期间则面临人力资本折旧。假设在给定劳动者就业状态的条件下，其人力资本x_t 随机演变，遵循一个取值为$x_t \in \{x^1, ..., x^H\}$、$x^1 > 0$和$x^H < \infty$的马尔可夫链。

每种职业都会受到职业范围内的生产率冲击。令$p_{o,t}$ 表示职业o 在t 时期的生产率，令$p_t = \{p_{o,t}\}_{o=1}^{O}$ 表示包含t时期所有职业生产率的向量。不同的$p_{o,t}$ 将推动净流动。总生产率A_t的变化会引发经济周期波动。我们允许职业范围生产率过程取决于A_t。$p_{o,t}$ 和A_t 均遵循有界的一阶平稳马尔可夫过程。

各职业中分布着大量无限期存续的风险中性企业。所有企业都完全相同，并采用规模报酬不变的技术，以劳动作为唯一投入。每家企业仅由一个工作岗位构成，该岗位可以空缺，也可以有人在岗。时期t 中，具有$(z、x、o)$ 特征的在职工人的产出由生产函数$y(A_t、p_{o,t}、z_t、x_t)$给出。该函数对所有参数都严格递增且连续，并对前三个参数可微。

所有经济主体均以 β的比率对未来进行贴现。劳动者会随机退休，并获得固定的效用流，该效用流归一化为零。退休劳动者由新进入者替代；这些失业且缺乏经验的劳动者具有x^1 ，并按照外生分布 ψ分配到各职业中。我们对 β 进行重新缩放，以纳入退休风险。匹配关系解体可能以外生（且恒定）的概率 δ发生，也可能由劳动者和企业共同决定，或在退休冲击后发生。匹配关系解体后，企业决定是否重新开放空缺职位；除非劳动者已退休，否则其将一直失业至本期期末。失业工人每期获得b。工资将在下文确定。

[15]假设z 过程在不同劳动者和职业之间是相同的，这一假设的依据是我们的证据：失业持续时间变化所伴随的职业流动变化，似乎不会因职业或人口群体而异。

为了以易于处理的方式研究商业周期行为，我们聚焦于分块递归均衡（BRE）。在这类均衡中，工人和企业的价值函数与决策仅取决于 $\omega_t = \{z_t、x_t、o、A_t、p_t\}$，而不取决于所有职业中失业与就业劳动者的联合生产率分布。一个职业可以划分为许多劳动力市场，每一对 $(z、x)$对应一个市场，使得不同市场中的劳动者在匹配过程中不会相互造成拥挤。这些$(z、x)$ 劳动力市场中的每一个都具有戴蒙德–莫滕森–皮萨里德斯模型（DMP）结构。每个市场都有一个规模报酬不变的匹配函数，用于支配市场内失业工人与职位空缺之间的会面。我们假设所有这些市场都采用相同的随机匹配技术。每个市场都体现了企业的自由进入，其中发布一个职位空缺的成本为k 每个时期。一旦失业工人的z 或x 发生变化，其相关劳动力市场也会相应改变。[16]

跨职业求职 失业工人可以选择在不同职业中求职，而不是只在自己原先的职业中寻找工作。这需要支付每期c 的成本，并且必须重新抽取其z生产率。工人理性地预期，自己在任何职业中的初始职业匹配都取自$F(.)$，即与马尔可夫过程$F(z_{t+1}|z_t)$相关的遍历分布。重新抽取的独立同分布特性使我们能够刻画这样一种情况：一些职业流动者在之后再次经历失业期后，最终又改变职业；此前记录的重复流动模式也表明了这一点。

p_o 的差异意味着，劳动者并不在意z 的抽取来自哪个职业。为反映数据中超额流动远大于净流动这一事实，并因此表明劳动者并不总是将其求职集中于具有最高p_o的职业，我们按照 Fallick（1993）的思路，采用不完全定向求职方法对职业选择进行建模。在一个时期内，劳动者拥有单位搜寻努力，用于考察其在剩余职业中的就业前景。他们每个时期最多只能获得一次新的z 抽取

[16]我们在补充附录C中表明，遵循Menzio和Shi（2010年）思路的竞争性搜寻模型会内生地产生这种子市场结构，使得在均衡中，当前生产率为(z,x) 的失业工人决定只参与(z,x) 市场。这里，为了避免分析中不必要的复杂性，我们从一开始就假设存在这种子市场结构。采用这两种方法得到的配置和均衡结果相同。

没有召回。因此，劳动者必须决定将多少努力分配给这些职业中的每一个，以最大化获得 z 的概率。令 $s_{\tilde{o}}$ 表示分配给职业 ˜o 的搜寻努力，其中 $\sum_{\tilde{o}\in O^-} s_{\tilde{o}} = 1$，$O^-$ 表示剩余职业的集合。每个 $s_{\tilde{o}}$ 都对应着从职业 ˜o 获得新 z 的概率。以从 o 转换为条件，该概率记为 $\alpha(s_{\tilde{o}}; o)$，其中 $\alpha(.; o)$ 是关于 s 的连续、弱递增且弱凹函数，且 $\alpha(0; o) = 0$。凹性使得将搜寻努力集中于理想职业与劳动者抽到某个 z 的总概率之间产生权衡，后者由 $\sum_{\tilde{o}\in O^-} \alpha(s_{\tilde{o}}; o) \leq 1$ 给出。以 $1 - \sum_{\tilde{o}\in O^-} \alpha(s_{\tilde{o}}; o)$ 的概率不会获得 z，并在下一时期重复上述过程。

如果收到一个z，劳动者必须在新职业 ˜o 中以失业状态等待一个时期，然后再决定是否从另一个职业中抽取一个z。[17] 如果劳动者决定再次抽取，则重复上述过程。然而，如果劳动者决定接受这个z，他在新职业中的人力资本将从x^1 开始。随后，劳动者的z 和x 将按上述方式演变。

3.2 代理人决策

事件的时间安排概述如下。每个时期开始时，新的A、p、z 和x 取值实现。随后，该时期分为四个阶段：分离、再配置、求职与匹配，以及生产。为简化记号，我们省略时间下标，并用撇号表示下一时期。

工人问题 考虑一名当前特征为(z, x, o)的失业工人。该工人在生产阶段开始时的价值函数为

$$W^U(\omega) = b + \beta \mathbb{E}_{\omega'}\left[\max_{\rho(\omega')}\left\{\rho(\omega')R(\omega') + (1-\rho(\omega'))\left[\lambda(\theta(\omega'))W^E(\omega') + (1-\lambda(\theta(\omega')))W^U(\omega')\right]\right\}\right], \tag{1}$$

其中，θ（ω）表示劳动力市场（z，x）中职业o的职位空缺与失业工人之比，其中 λ（。）为相应的就业匹配概率-

[17]这意味着，即使 z 最终变得足够低，劳动者仍被迫转移到新职业。为进一步简化分析，我们还假设劳动者进入新职业后，可以从先前职业中抽取 z 生产率。这样，我们就不必在状态空间中保留劳动者曾经从事过的职业历史。

性。失业的价值由失业的流量收益b，加上在下一时期再配置阶段开始时成为失业者的折现预期价值构成，其中 $\rho(\omega)$ 在劳动者决定进行跨职业搜寻时取值为1，否则取值为0。劳动者进行再配置的决定，体现为在另一个职业中抽取新的 $\tilde{z}$ 所获得的预期净收益与留在当前职业中的预期收益之间进行选择。后者由（1）式内层方括号中的表达式给出。术语 $R(\omega)$ 表示跨职业搜寻的预期净价值，其定义为

$$R(\omega) = \max_{\mathcal{S}(\omega)} \Big(\sum_{\tilde{o} \in O^-} \alpha(s_{\tilde{o}}(\omega)) \int_{\underline{z}}^{\overline{z}} W^U(\tilde{z}, x^1, \tilde{o}, A, p) dF(\tilde{z}) + (1 - \sum_{\tilde{o} \in O^-} \alpha(s_{\tilde{o}}(\omega))) \hat{W}^U(\omega) - c \Big), \tag{2}$$

其中，$\hat{W}^U(\omega) = b + \beta \mathbb{E}_{\omega'} R(\omega')$，$\mathcal{S}$表示所有 $\tilde{o} \in O^-$ 对应的 $s_{\tilde{o}}$ 向量，且最大化受 $s_{\tilde{o}} \in [0,1]$ 和 $\sum_{\tilde{o} \in O^-} s_{\tilde{o}} = 1$的约束。第一项表示抽取一个新的 z 并失去所有累积人力资本的预期价值，第二项则表示未获得 z 的价值，以及等到下一时期再次跨职业搜寻的价值。$\hat{W}^U(\omega)$ 的这种表述很有帮助，因为它意味着 $R(\omega)$ 和 $\{s_{\tilde{o}}\}$ 不再依赖于 z。正是通过 $R(\omega)$，其他职业的预期劳动力市场状况影响失业价值，并间接影响就业价值。

现在考虑一名在职工人，其当前特征为(z, x, o)。给定工资$w(\omega)$，在生产阶段开始时，就业的预期价值为

$$W^E(\omega) = w(\omega) + \beta \mathbb{E}_{\omega'} \Big[\max_{d(\omega')} \{ (1 - d(\omega')) W^E(\omega') + d(\omega') W^U(\omega') \} \Big]. \tag{3}$$

第二项描述了劳动者在下一时期的分离阶段选择辞职进入失业状态的选项。工作分离决策概括为$d(\omega')$，当$W^E(\omega') \geq W^U(\omega')$ 时，其取值为 δ，否则取值为 1。

企业的问题 考虑一家公司在搜寻与匹配阶段开始时，在职业 (z,x) 的子市场发布一个空缺职位。空缺职位的预期价值满足入场方程

$$V(\omega) = -k + q(\theta(\omega)) J(\omega), \tag{4}$$

其中 $q(.)$ 表示企业找到失业工人的概率，而 $J(\omega)$表示已填补的职位的预期价值。自由进入意味着，对于所有产生 $\theta(\omega) > 0$ 的子市场，$V(\omega) = 0$；而对于所有产生 $\theta(\omega) \leq 0$ 的子市场，$V(\omega) \leq 0$ 。在前一种情况下，进入条件将式（4）简化为 $k = q(\theta(\omega))J(\omega)$。

现在考虑一家雇用了一名劳动者的企业，该劳动者目前的特征为$(z、x、o)$，工资为$w(\omega)$。该企业在生产阶段开始时的预期终身贴现利润可以递归地描述为

$$\mathrm{J}(\omega) = \mathrm{y}(\mathrm{A}, \mathrm{p}_o, \mathrm{z}, \mathrm{x}) - \mathrm{w}(\omega) + \beta \mathbb{E}_{\omega'}\left[\max_{\sigma(\omega')}\left\{(1-\sigma(\omega'))\mathrm{J}(\omega') + \sigma(\omega')\mathrm{V}(\omega')\right\}\right], \quad (5)$$

其中 $\sigma(\omega')$在$\mathrm{J}(\omega') \geq \mathrm{V}(\omega')$时取 δ，否则取1。

工资 我们假设工资由纳什议价决定。考虑一个当前特征为$(z、x、o)$ 且产生正剩余的企业与工人的匹配。纳什议价意味着工资$w(\omega)$满足

$$(1-\zeta)\Big(W^E(\omega) - W^U(\omega)\Big) = \zeta\Big(J(\omega) - V(\omega)\Big), \quad (6)$$

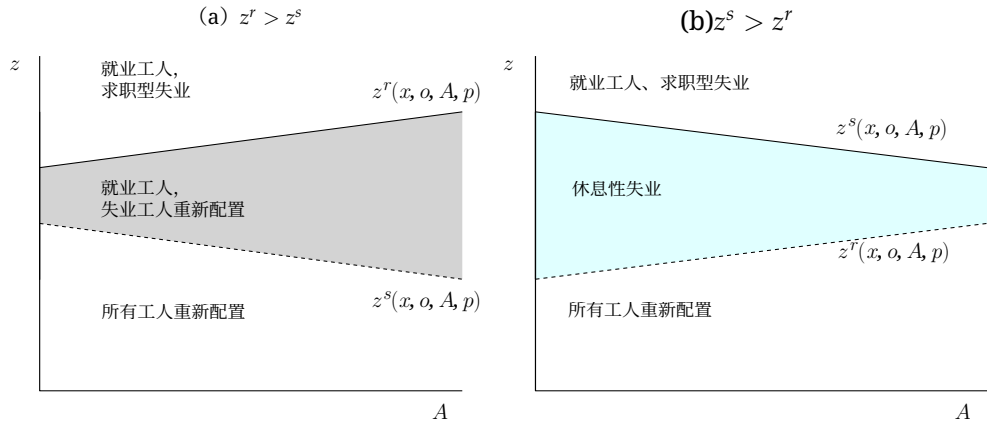
其中，$\zeta \in [0,1]$ 表示劳动者外生给定的议价能力。这确保分离决策能够实现联合效率，$d(\omega) = \sigma(\omega)$。

下文中，我们采用柯布-道格拉斯匹配函数和霍西奥斯条件，使得 $1-\zeta = \eta$，其中 η 表示子市场(z,x)中找到工作的概率相对于劳动力市场紧张度的弹性。在我们的框架中，这将确保企业在各子市场发布有效数量的职位空缺，并确保分散化经济的约束效率（见补充附录 C）。

3.3 均衡与特征描述

在 BRE中，结果可以分两步推导。首先使用 (1)-(5) 求解决策规则。随后，我们使用工人的流动方程，完整描述工人分布的动态。为了证明存在性和唯一性，我们以 Menzio and Shi(2010) 的证明为基础，但纳入了跨职业再配置的价值，并表明其保留了块递归结构。BRE 的形式定义留在补充附录C中，其中我们还介绍了

图4：保留生产率的相对位置



流动方程的推导以及本节所有结果的证明。

存在性 令$M(\omega) \equiv W^E(\omega) + J(\omega)$ 表示匹配的联合价值。为证明 BRE 的存在性和唯一性，我们定义一个算子T，并证明它将 $\{M(\omega)、W^U(\omega)、R(\omega)\}$ 从适当的函数空间映射到其自身，且其不动点蕴含一个 BRE。证明效率的关键步骤，是确保劳动者跨职业求职的价值与规划者安排劳动者跨职业求职的价值一致。

命题 1. 给定 $F(z'|z) < F(z'|\tilde{z})$ 对所有z, z' 当$z > \tilde{z}$ 时：（i）存在一个 *BRE*，且它是唯一的均衡；以及（ii）*BRE* 具有约束效率。

特征化 离职决策和跨职业搜寻决策可以通过 z生产率临界值来刻画，而这些临界值本身是 A、p、o 和 x 的函数。工作分离临界值函数 $z^s(.)$ 在匹配剩余变为零时确定，即 $M(\omega) - W^U(\omega) = 0$。与 Mortensen 和 Pissarides（1994）不同，z 指的是劳动者在某一职业中的特质生产率，而非其与某家企业匹配所特有的生产率。这一区别意味着，劳动者失业后，其 z 不会消失，也不会在重新进入同一职业就业时重置。相反，劳动者的 z 在失业期内持续变化。只有当劳动者跨职业求职时，z 才可能重置。当且仅当 $z < z^r(.)$ 时，才会发生这种情况，其中再配置临界值函数 $z^r(.)$ 满足 $R(\omega) = W^U(\omega)$。

$z^r(.)$ 和$z^s(.)$ 的相对位置和斜率，是我们模型中长期和周期性结果的关键行列式。为说明这一点，我们首先讨论

其相对位置的影响，以及斜率的影响。图4a展示了对于所有A均有$z^r > z^s$ 的情形，其中p、o 和x保持不变。在这种情况下，是否有工作对于劳动者留在职业中还是离开职业起着关键作用。当一名在职工人拥有$z \in [z^s$时，$z^r)$，匹配剩余足以使其与职业保持联系。然而，对于在同一区间内具有z 的失业工人而言，找到工作的概率足够低，因此跨职业求职成为更具吸引力的选择，尽管如果该工人在其失业前职业中就业，他本可以产生正的匹配剩余。对于$z < z^s$的取值，所有工人都进行跨职业求职。对于$z \geq z^r$的取值，企业发布职位空缺，工人留在各自的职业中，并像在标准DMP模型中那样，在失业与就业之间流动。

图4b则展示了对所有A，$z^s > z^r$ 的情形。内生地转为失业的工人至少起初不会跨职业求职，而企业也不会在与$z < z^s$取值相关的子市场中创造职位空缺。这两个临界值形成了一个不行动区域：当z 处于 $[z^r,z^s)$期间，工人会成为休息性失业者；他们面临的同期就业匹配概率很低——在模型中（显著地）为零——但仍选择留在原职业中。不过，z 过程具有随机性，这意味着这些工人在下一时期仍面临正的预期就业匹配概率。只有当工人的z 进一步下降至$z < z^r$时，才会跨职业求职。当$z \geq z^s$时，相应的子市场按DMP模型运行。

在其 $z \geq z^s$ 期间，失业工人被视为$z < z^r$ ，因为相关劳动力市场中的企业目前正在发布职位空缺。当前$z > z^r$的劳动者，仅在试图寻找能够为其提供z^s 的另一职业期间，被视为z^r 。一旦找到这样的职业，他将继续处于失业期，并可能经历求职失业和休息性失业时期，这取决于z 与z 的相对位置，以及其在该职业中的初始抽样和演变。该z 过程的随机性意味着，求职失业、休息性失业和再配置失业并非固定特征，而是失业期间的暂时状态。

失业期。因此，为了与第2节的分析保持一致，一名职业流动者是一个离开原职业、经历了一段失业期（这段失业期可能涵盖失业的全部三种类型）并在不同职业中找到工作的人。

失业工人的一个关键决策是留在当前职业，等待z改善，还是跨职业搜寻，抽取一个新的z。当失业期间等待的期权价值足够大时，就会出现休息性失业时期。然而，搜寻摩擦意味着，在现有工作匹配中就业时等待也具有期权价值。面对不可逆的匹配破坏，与无摩擦情形相比，工人会在产出水平较低时继续就业，因为其z生产率未来可能改善。这会使分离临界值函数下降。矛盾之处在于，这两种等待动机相互对立。哪一种占主导取决于参数取值。

利用一个不含总量冲击或职业特定冲击的简化模型，我们表明，差值$z^s - z^r$会随c、b或x上升而增加（见补充附录C.1）。尽管直觉上，更高的c或x会增加职业流动成本，从而降低z^r，但它们也会通过增加匹配剩余、降低就业工人的分离可能性，进而降低z^s。我们表明，总体而言，第一种效应占主导。b上升会降低z^r，因为它降低了等待的有效成本；与此同时，$W^U(.)$上升会降低匹配剩余，从而提高z^s，推动休息性失业增加。我们还表明，z过程的持续性增强会降低$z^s - z^r$，因为这会降低等待的期权价值。

图4展示了数据所表明的逆周期工作分离决策（$\partial z^s(.)/\partial A < 0$）和顺周期职业流动决策（$\partial z^r(.)/\partial A > 0$）。$z^s$与$z^r$的相对位置是职业流动决策周期性的重要决定因素。利用一个不含职业特定冲击的简化模型，我们表明，当$z^s > z^r$时，即使生产函数中不需要互补性，也会得到顺周期职业流动决策（见补充附录C.1）。这是因为，在存在搜寻摩擦的情况下，工资和就业匹配概率都会随A增加，并相互补充以提高职业流动的预期价值（相较于无摩擦情形，前者的增幅更大），而且

休息性失业的存在会降低流动的机会成本，使后者对A的反应减弱。这是因为A 的任何变化都不会立即影响休息性失业者的效用流。

z^s 与z^r 的相对位置也会影响工作分离决策的周期性。当$z^s - z^r > 0$ 足够大时，离职决策主要取决于在职工人是否应留在当前职业中，以失业状态等待潜在的改善。由于职业流动并不确定，只是未来可能出现的结果，因此会被贴现。由此，休息性失业会减弱顺周期职业流动决策对工作分离决策周期性的反馈作用。

4 定量分析

由于只有通过定量分析才能充分确定z^s 与z^r 临界值的相对位置及斜率，下面我们将着手估计模型，并考察其产生的周期性特征。

4.1 校准策略

我们将模型的时期设为一周，并设定贴现因子 $\beta = (1-d)/(1+r)$，使得退出概率d对应的平均工作寿命为40年；同时选择r ，使 β 与4%的年实际利率相匹配。我们以主要职业群体和基于任务的类别为目标数据，方法与第2节相同。我们的分类误差模型允许我们在所需的汇总层级上，对模拟工人职业流动施加 $\mathbf{\Gamma}$-校正矩阵，从而轻松纠正总体层面和特定职业层面的错误编码。

总生产率和职业生产率 生产函数假定为乘法形式，表示为 $y_o = Ap_oxz$ ，适用于所有 $o \in O$，其选择旨在贴近“明瑟”形式。总生产率的对数 $\ln A_t$遵循一个具有持续性参数和离散度参数的 AR(1)过程，参数分别为 ρ_A 和 σ_A。对于给定职业 o，职业范围生产率的对数表示为 $\ln p_{o,t} = \ln p_o + \epsilon_o \ln A_t$，其中$p_o$ 表示该职业的固定生产率水平，ϵ_o 表示其周期性载荷。这一设定意味着，不同职业可能具有

对总量冲击的敏感度不同，因此在整个商业周期中对劳动者的相对吸引力也不同。[18] 我们在基于任务的类别层面考虑各职业的生产率差异：$O = \{NRC,RC,NRM,RM\}$。因此，基于任务的类别 $o \in O$ 中的所有主要职业共享相同的 p_o,t_o。这种方法不仅通过缩减状态空间降低了计算负担，也与图 2 所示的证据一致：在大多数基于任务的类别中，所有主要职业的净流动都呈现相同符号。为进一步简化，我们将跨$o \in O$ 的p_o 就业加权平均值以及 ϵ_o 归一化为 1。

–

职业内部的工人异质性 工人特质生产率的对数 $\ln z_t$也被建模为具有持续性和离散度参数 ρ_z 和 σ_z的 AR(1)过程。标准化参数 z_{norm} 会移动整个z生产率分布，使得测得的全经济生产率平均值为 1。职业人力资本由三级过程 $h = 1, 2, 3$参数化，其中$x^1 = 1$。就业工人平均每五年随机提升一级人力资本。失业工人的人力资本以 γ_d 的概率每次折旧一级，直至达到x^1。

为了允许年轻群体与壮年劳动者之间存在并非源于z 与x相互作用的分离率差异，我们对低人力资本(x^1) 和高人力资本(x^2,x^3)劳动者的外生工作离职概率进行区分：δ_L 和 δ_H。每个子市场(z,x) 内的匹配函数由$m(\theta) = \theta^\eta$给出。

跨职业搜寻：基于任务的类别 o 中某一主要职业的劳动者，从基于任务的 ˜o 中的另一主要职业获得新 z 的概率，参数化为 α(s ˙o; o) $= \alpha^{(1-\nu)}$o,o $s_{\tilde{o}}^{\nu}$，适用于 O 中所有 o、 ˜o 配对以及 s ˙o $\in [0, 1]$。参数 $\nu \in [0, 1]$ 决定了跨职业搜寻方向对 p_o 差异的响应程度。参数 $\alpha_{o,\tilde{o}}$ 是一个缩放因子，使得 $\sum_{\tilde{o} \in O} \alpha_{o,\tilde{o}} = 1$。它反映了基于任务的类别 o 中的失业工人获得另一基于任务的类别˜o 中工作机会的程度。由于 $\sum_{\tilde{o} \in O} \alpha$(s ˙o; o) ≤ 1，这一设定意味着，如果 o 中的劳动者想要

[18]补充附录 B.3 中提供的证据表明，我们的方法与观察到的净职业流动的周期性行为一致；在多个衰退/扩张时期，大多数职业都呈现出非常相似的周期性模式。

以概率 1 获得新的 z 时，他会选择 $s_{\tilde{o}} = \alpha_{o,\tilde{o}}$ 对所有 $\tilde{o} \in O$ 均如此。如果劳动者想将当前职业范围生产率差异考虑在内，他会对至少某些 $\tilde{o}$ 选择 $s_{\tilde{o}} \neq \alpha_{o,\tilde{o}}$。这样做的成本在于可能完全无法获得新的 z（即 $\sum_{\tilde{o}\in O} \alpha(s_{\tilde{o}}; o) < 1$），并且在下一期再次支付 c。凹性参数 ν 决定了这一成本的程度，ν 取值越高，未能获得新的 z 的概率就越低。

$\alpha(s_{\tilde{o}};\ o)$ 这种表述很方便，因为它意味着 $s_{\tilde{o}}$ 的最优值可以显式求解，

$$s^*_{\tilde{o}}(\omega) = \frac{e^{\frac{1}{1-\nu}\log[\overline{\alpha}^{(1-\nu)}_{o,\tilde{o}}(\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} W^U(\tilde{z},x_1,\tilde{o},A,p)dF(\tilde{z}) - \hat{W}^U(\omega))]}}{\sum_{\tilde{o}\in O^-} e^{\frac{1}{1-\nu}\log[\overline{\alpha}^{(1-\nu)}_{o,\tilde{o}}(\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} W^U(\tilde{z},x_1,\tilde{o},A,p)dF(\tilde{z}) - \hat{W}^U(\omega))]}}$$

其中 $\sum_{\tilde{o}\in O^-} s^*_{\tilde{o}}(\omega) = 1$，其形式与多项逻辑回归模型得到的选择概率类似。[19] 请注意，$\alpha_{o\tilde{o}}$ 出现在闭式表达式中，可以自由地塑造职业之间的双边流动。这使 ν 可以自由地反映对随周期变化的职业总体生产率的响应，进而使我们能够捕捉经济周期中的净流动。它还使自由的持续性职业匹配 z 过程能够推动超额流动，且与第2节记录的模式一致。[20]

由于我们的数据分析涵盖了三十年，我们需要将观察到的就业规模分布的长期变化与其周期性

[19]为推导这一结果，请注意，对每个 $s_{\tilde{o};o}$，方程 (2) 给出的一级条件为 $s^*o(\omega) = \left[\nu\alpha_{(1-\nu)}\ o,\ \mu \int o\ z\ z\ W^U(\tilde{z}, x1, \tilde{o}, A, p)dF(\tilde{z}) - \hat{W}^U(\omega)\right]^{1/(1-\nu)}$，其中 μ 是约束 $\sum_{\tilde{o}\in O^-} s^*o(\omega) = 1$的乘数。在约束中消去 $s^*o(\omega)$，并使用变量替换 $X\ 1\ 1/(1-\nu) = e\ 1\ 1/(1-\nu)\log(X)$，即可得到上文的表达式。详细讨论见 Carrillo-Tudela 等（2022）。[20]许多多部门模型使用随机效用模型来推动超额流动，其中加性偏好冲击独立同分布，且服从 I 型极值分布（参见 Chodorow-Reich 和 Wieland，2020；Wiczer，2015；Dvorkin，2014；Pilossoph，2014 等）。在这类模型最易处理的情形中，潜在的总流量始终保持不变（例如 Chodorow-Reich 和 Wieland，2020）。更一般地，当重新配置决策涉及 $\max_{o\in O}\{U_o(.) + \epsilon_o\}$时，其中 $U_o(.)$ 是处于职业 o 的价值，且 ϵ_o 是偏好冲击，这会带来一种对称性。所有考虑转入集合 O 中各职业的流动工人，无论其原先来自何处，其目的地分布都相同。在这里，我们希望显式打破这种对称性，以符合转移矩阵中的双边流动；通过 $\alpha_{o\tilde{o}}$，我们可以做到这一点，同时保留便于处理的闭式表达式。我们的表述还将周期性响应与横截面流动解耦，同样不影响闭式表达式。相比之下，在加性偏好冲击的设定中，拟合横截面模式会限制对 $U_o(.)$ 周期性变化的流动响应：这两个维度都取决于 $U_o(.)$ 的差异如何转化为 ϵ_o（或其变换）的累积分布函数差异。

变化区分开来。为此，我们首先通过外部校准初始规模分布，使其与收入与项目参与调查在1984年观察到的分布相匹配。由此，在模拟开始时，*NRC*、衰退、非周期性、*NRM*、衰退、周期性 的就业比例分别设为0.224、0.292、0.226和0.258。随后，失业工人的流动决策会使这一规模分布随时间发生变化。令 ψ_o 表示新进入者被分配至基于任务的类别o 的外生概率，使得 $\sum_{o\in O}\psi_o = 1$。该工人在进入时会被随机分配至所抽取的基于任务的类别中的一个主要职业，并且可以跨职业求职，以便在其他地方获得第一份工作。

模拟矩方法 在上述参数化设定中，$[c$、 ρ_z、 σ_z、$z_{norm}]$决定了由特质性原因导致的职业流动（超额流动）； $[x^2,x^3$、 γ_d、 δ_L、 $\delta_H]$决定了职业人力资本的差异； $[p_o$、 ϵ_o、 α_o、 $\tilde{}_o$、 ν、 $\psi_o]$决定了所有o、 $\tilde{}o \in \{NRC$、RC、NRM、$-RM\}$中由职业间生产率差异导致的职业流动（净流动）；其余参数 $[k$、b、 η、ρ_A、 $\sigma_A]$ 则与标准DMP校准共享。所有这些参数均通过最小化一组模型模拟矩与其数据对应值之间的平方距离总和进行估计。为确保测量的一致性，我们在每个长度为30年的一百个时间窗口内生成“伪SIPP面板”，并采用相同的程序和定义来构建数据及模型模拟中的矩。

图5a至5e和表2展示了用于估计这些参数的各项矩，以及模型的拟合情况。校准模型对所有目标维度的数据都拟合得非常好。流动性-持续时间曲线和生存函数主要用于确定超额流动和人力资本参数。雇主离职模式则用于确定与DMP校准共用的参数；但总生产率过程的持续性和标准差 ρ_A 和 σ_A除外，这两个参数由美国劳工统计局（BLS）提供的人均产出（$outpw$）序列的相应参数 ρ_{outpw}和 σ_{outpw}确定，该序列按季度测量，覆盖1983—2014年。[21] 净流动

[21]我们无法直接设定 ρ_A 和 σ_A，因为由于劳动者内生的分离和重新配置决策，经济的构成会随经济周期而变化。我们按季度衡量模型和数据中的产出（在模型中，将底层的每周过程进行汇总）。对于数据，我们使用滤波参数1600，对1970至2016年期间的人均产出（对数）序列进行了HP滤波。然后，我们使用该序列计算出的持续性和方差参数

这些模式为职业特定生产率、新进入者的职业分布以及不完善的直接搜寻技术提供信息。后者为估计增加了若干额外参数，尤其是尺度参数 α_o、$\tilde{o}_o$。如上所述，这些参数使我们能够很好地捕捉各职业之间观察到的相关差异。现在，我们阐述选择这些矩的依据，同时牢记所有参数都需要联合估计。

4.2 总职业流动和失业持续时间

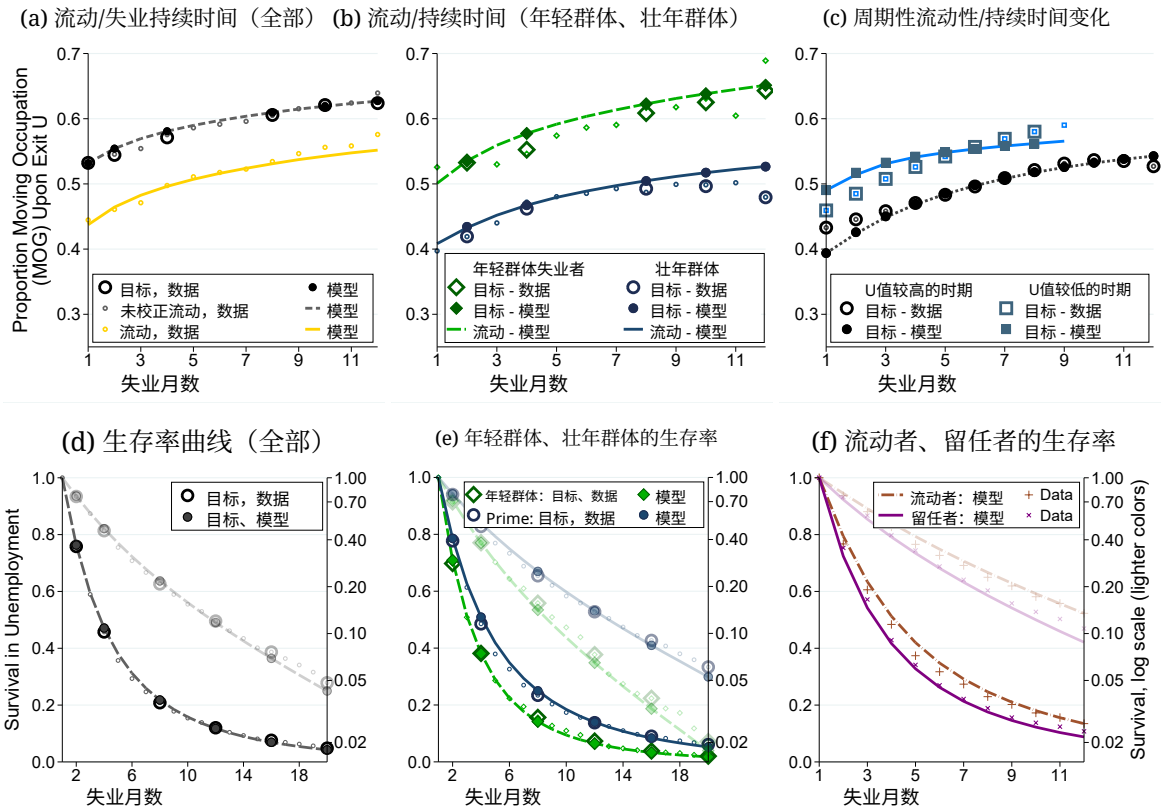
劳动者在失业期内对其失业前职业的依附程度取决于z 过程、人力资本过程和再配置成本c的特性。图5a和图5b中所描绘的总体及年龄组流动-持续时间曲线（另见第2节）在为这些参数提供信息方面发挥着重要作用。

总体流动-持续时间曲线包含有关c 和 ρ_z的信息。如引理1（见补充附录C.1）所示，总体流动性水平的变化会导致c发生相反的变化。该曲线的斜率主要通过失业工人开始跨职业求职所需的时间来反映 ρ_z 。较低的 ρ_z 会增加在较短持续时间内决定重新配置的失业工人的相对数量，从而降低模型流动性-持续时间曲线的斜率。然而，引理1还意味着，较低的 ρ_z 会降低总体流动性（其他条件不变），从而在c 和 ρ_z 之间产生张力；因此，如图5a所示，为了拟合观测到的流动性-持续时间曲线， ρ_z 的增加必须伴随着c 的增加。

为了帮助识别 σ_z，我们转而匹配年轻工人和壮年工人的流动-持续时间曲线。对于给定的x值， σ_z 的值越大，人力资本差异相对于z 差异在工人产出中的重要性就越低。这使模拟得出的不同年龄组的职业流动模式更加接近，从而使 σ_z 与年轻工人和壮年工人的流动-持续时间曲线之差呈负相关。图5b显示，模型很好地化解了这一矛盾。模型也完全符合这样一个事实：在解释所有持续时间下的流动-持续时间曲线时，超额流动的贡献远大于净流动（见图

o在收入与项目参与调查和美国劳工统计局的序列重叠的1983—2014年期间 .

图 5：数据与模型比较（包括目标矩）



3a、在线附录B.1）。

参数 x^2 和 x^3 由观察到的职业经验五年和十年回报率确定。由于难以利用收入与项目参与调查准确估计后者，我们采用 Kambourov and Manovskii (2009) 基于 PSID 报告的单数字职业普通最小二乘法估计结果，并在模拟数据中估计相同的普通最小二乘法回归。[22]

有无职业人力资本折旧的校准，得出的长期矩都非常相似（见在线附录B.2）。这是因为，随着失业持续时间增加，职业依附逐渐减弱——这是流动性-持续时间曲线所体现的特征——既可以由人力资本折旧引起，也可以由z过程引起。为区分这两种作用力，我们利用流动性-持续时间曲线的周期性变化。在经济衰退期间，较长的失业期意味着预期折旧更高，使就业工人对其工作

[22]我们使用普通最小二乘法估计值，因为职业选择既发生在模型中，也发生在数据中；在数据中，这种选择源于两种相互对立的力量：人力资本获取和z—生产率均值回归。

表2：目标矩。数据与模型比较

面板 A：全经济范围的矩

时刻	模型	数据	时刻	模型	数据
总体人均产出均值	0.999	1.000	年轻群体/壮年群体相对离职率	2.002	1.994
总体人均产出持续性，ρ_{outpw}	0.764	0.753	新近雇用者/全体劳动者相对离职率	5.169	4.944
总体人均产出标准差，σ_{outpw}	0.009	0.009	就业者在 3 年内失业的概率	0.151	0.122
失业均值	0.036	0.035	经验弹性匹配函数	0.532	0.500
基于任务的职业总流动率	0.280	0.289	5年任职时长的普通最小二乘法回报	0.143	0.154
重复流动：职业连续留任	0.598	0.634	10年任职时长的普通最小二乘法回报	0.219	0.232
年轻群体/壮年群体的职业流动	1.173	1.163	流动者/留任者的平均失业持续时间	1.184	1.139
职业流动-持续时间曲线	图5a、b、c		失业生存率曲线	图5d、e	

B面板：职业特定矩，长期

	比例 就业规模o_{2014}		净流动 *Mean*		转移矩阵 模型				Data			
	模型	数据	模型	数据	NRC	RC	NRM	RM	NRC	RC	NRM	RM
NRC	0.337	0.328	0.008	0.006	0.763	0.163	0.055	0.018	0.721	0.167	0.084	0.028
RC	0.246	0.258	0.007	0.000	0.175	0.681	0.108	0.036	0.078	0.680	0.168	0.074
NRM	0.260	0.260	-0.027	-0.021	0.034	0.064	0.760	0.141	0.020	0.115	0.710	0.155
RM	0.157	0.154	0.011	0.015	0.037	0.069	0.246	0.647	0.013	0.066	0.188	0.733

C面板：职业特定矩，周期性

	净流动 经济衰退		经济扩张期		*Rec-Exp*		$\Delta_{exp-rec}$ (流入 o/所有流动)		$\varepsilon_{UD_o,u}/\varepsilon_{UD_{avg},u}$	
	模型	Data	模型	Data	模型	Data	模型	Data	模型	Data
NRC	-0.008	-0.011	-0.009	-0.002	0.002	-0.008	-0.003	-0.010	0.988	1.096
RC	-0.009	-0.005	-0.005	-0.001	-0.003	-0.005	0.004	0.003	1.055	1.026
NRM	0.033	0.033	0.020	0.011	0.013	0.022	-0.028	-0.054	0.890	0.759
RM	-0.017	-0.017	-0.006	-0.008	-0.011	-0.009	0.026	0.060	1.072	1.119

的依附程度更低，而失业工人对其职业的依附程度也更低。与此同时，总生产率偏低与z 相互作用，通常会使就业工人对其工作的依附程度降低，并使失业工人对其职业的依附程度提高。为了解这一矛盾并恢复 γ_d ，我们按照图5c所示，拟合经济衰退期和经济扩张期的流动性-持续时间曲线。

图5d所示的失业生存函数也能为z 和x 过程提供信息。持续时间依赖性的程度与z 过程的特性（以及搜寻摩擦的重要性）相关，这种关联是通过该过程对我们模型中真实持续时间依赖性和动态选择程度的影响实现的；后者由离职时x 和z 上的工人异质性驱动。我们使用间隔为4个月的累积生存率，以减少收入与项目参与调查中的接缝偏差。模型也很好地再现了相应的危险函数（见图1和图2，在线附录B.1）。模型捕捉到了职业留任者与流动者之间以及不同年龄组之间持续时间依赖性的差异

各组中，职业留任者的持续时间依赖性强于职业流动者，年轻群体的持续时间依赖性强于壮年工人。年轻职业留任者在失业持续时间较短时的就业匹配率尤其高，并且随失业持续时间延长而下降得更快。此外，该模型还复现了所有工人的（未作为拟合目标的）失业持续时间分布，以及按年龄组划分的失业持续时间分布。尤其是，该模型复现了职业流动率较高情况下实际出现的长期失业规模（见表1、在线附录B.1）。最后，我们以职业流动者与职业留任者的平均失业持续时间之比作为拟合目标。

匹配函数在子市场 (z,x) 层面的弹性 η，是通过在模拟数据中，使用普通最小二乘法估计总就业获得率（经济中所有失业工人中下个月拥有工作者的比例）与总体劳动力市场紧张度（总体职位空缺数除以总体失业者人数）之间的对数线性关系，并跨季度获得的。估计得到的弹性$\hat{}\eta$ 以0.5这一标准值为目标，这使我们能够间接推断出 η。

4.3 雇主分离

劳动者对就业的依附程度取决于搜寻摩擦的大小。k 的较高取值通过其对企业进入和劳动力市场紧张度的影响，导致更强的搜寻摩擦。更大的搜寻摩擦会压低相对于z^r的z^s 临界值，从而减少内生分离的程度。[23] 因此，为了确定k （以及z^s 和z^r的相对位置），我们使用以下指标：劳动者离开失业后一年内观察到的离职占比，相对于全年总体离职率（“近期入职者/全部人员的相对离职率”）；以及在收入与项目参与调查面板中，在面板开始时处于就业状态的劳动者子样本中，失业期的集中程度（“就业者在 3 年内失业的概率”）。失业概

[23]直观地说，请注意，当存在 $z^s < z^r$ 且具有持久性的 z—过程时，内生离职的劳动者会立即改变职业（见图4）。由于这些劳动者在新职业中的 z^r临界值之上，他们面临进一步内生离职的风险较低，从而抑制了这一边际效应。然而，对于 $z^s > z^r$ 而言，内生离职且成功在同一职业中重新就业的劳动者仍然接近 z^s，再次面临较高的离职概率。在那些改变职业的劳动者中，仍会有相当一部分接近其 z^s 临界值，并面临未来离职的高风险。这会导致留任者和流动者的内生离职数量都更多。如下所示，在校准模型中，$z^s > z^r$ 失业后新入职者的离职风险率对于职业留任者而言高于职业流动者，分别为0.037和0.027，这与前述论点一致。这与收入与项目参与调查数据在定性上相符：我们发现，留任者和流动者中新入职者的风险率分别为0.026和0.024。

概率表明，职业留任者在下一次失业期成为职业流动者（“重复流动”），这也为理解内生分离及其与职业流动之间的关系提供了信息。尽管此处未予展示，该模型也与职业流动者在下一次失业期仍保持为流动者的概率相一致，正如第2.4节所述。

给定就业匹配矩后，总体离职率可通过匹配平均失业率得出。由于我们关注的是曾经有过工作的人，因此采用最直接的对应指标，仅针对此前就业且符合我们失业定义的人计算失业率（见第2节）。请注意，这一失业率（3.6%）低于美国劳工统计局公布的失业率，但我们发现，美国劳工统计局失业率每变动一个百分点，其中超过0.75个百分点可由这一失业率解释（详情见在线附录B.1和补充附录B.7），这与Hornstein（2013年）、Fujita和Moscarini（2017年）以及Ahn和Hamilton（2020年）的研究结果一致。

年轻工人与壮年工人之间的离职率之比（“年轻群体/壮年群体相对离职率”）以及图5e中的生存函数，有助于识别 δ_L, δ_H 和 b。年轻工人和壮年工人的离职程度也能通过低人力资本工人和高人力资本工人的 b ，以及 z^s 临界值相对于这些工人平均生产率的位置，帮助我们了解相关情况。

4.4 职业净流动

商业周期中的变动可以自然地为载荷参数 ϵ_o 提供信息。我们以各基于任务的类别在经济衰退期和经济扩张期所呈现的净流动水平（“净流动 o，经济衰退期和净流动 o，经济扩张期”）及其隐含差值（“净流动 o，经济衰退期-经济扩张期”）为目标。此外，我们还针对每个 o，将那些分离前所属基于任务的类别为 o 的工人已完成的（对数）失业持续时间对（对数）失业率和时间趋势进行回归，并以估计的失业持续时间弹性与各基于任务的类别平均弹性之比为目标，即 $\varepsilon_{UD_o,u} / \varepsilon_{UD_{avg},u}$ （详情见在线附录B.1）。这种方法的优点是，我们可以不将总失业的周期性作为目标，并在第5节中单独评估它。为确定 p_o 的取值，我们以每个 o 的平均净流动水平为目标（“净流动 o，均值”）。

为恢复 ν ，我们利用不同基于任务的类别中流入的周期性所呈现的观测差异。随着 ν 增加，在选择职业时，劳动者对 p_o 中的周期性差异应会更加敏感（其他条件不变），因此流入具有较高 p_o 的职业的流入会产生更强的响应。为衡量流入对周期性的敏感程度，我们分别针对经济扩张期和经济衰退，计算流入基于任务的类别 o 的流量占所有流量总和的比率。对于每个 o，我们将经济扩张期与经济衰退期间比率的差作为目标值， $\Delta_{exp-rec}$ （流入o/所有流量）。为恢复 α_o，$\tilde{o}$，我们以观测到的任务型职业转移矩阵为目标。为恢复 ψ_o ，我们使用样本期末（2014年）观测到的基于任务的类别就业规模分布。我们以基于任务的类别之间的平均总流动率为目标，使模型在这一聚合层级上与总流动保持一致。

4.5 估计的参数

表3报告了校准所隐含的参数值。估计的b 值约占平均总产出y的80%。职位空缺成本k相当于填补一个工作所需的约30%的周产出。在一个职业内，每个子市场中的匹配函数弹性$(z,\ x)$ 估计为$\eta\ =\ 0.24$；在汇总跨职业的所有子市场时，约为 $\hat{\eta}\ =\ 0.5$ 的一半。[24]

职业经验的实际回报x^2 以及x^3 高于普通最小二乘法回报，因为职业新进入者会选择生产率更高的z，而这些生产率通常会随时间均值回归，从而减缓综合xz生产率的平均演变。参数 γ_d 意味着，预期而言，失业一年会使一名有经验的劳动者损失其生产率的约5%。估计值

[24] η 与 $\hat{\eta}$ 之间的差异主要是由于对存在休息性失业的子市场进行聚合所产生的影响。处于休息性失业状态的劳动者不会带来任何职位空缺，就业获得率为零，不会造成其他子市场中的匹配拥堵，但会被计入失业者总数。因此，他们会被计入总体劳动力市场紧张度和总就业获得率的分母中。可以证明，这会在η 与$\hat{}\eta\ =\ 0$之间产生一个差异项，该差异项由$0.{}_{1-\eta}^{5-\eta}\varepsilon_{\hat{\theta},A}\ =\ \varepsilon_{u^s/u,A}$决定，其中$\varepsilon_{\hat{\theta}}$、$_A$ 和$\varepsilon_{u^s/u,A}$ 分别表示总体劳动力市场紧张度、~~$\hat{\theta}$~~以及求职型失业占总失业的比例，u^s/u。由于在校准模型中这两个弹性均为正，$0.{}_{1-\eta}^{5-\eta}$ 也必然严格为正，因此 $\eta\ <\ \hat{\eta}\ =\ 0$。5。此外，每个职业内的子市场都有其自身的凹匹配函数，因此，将这些凹函数跨子市场进行聚合也意味着， η 的校准值将进一步偏离0.5。

表 3：校准参数

总体生产率和搜寻摩擦		ρ_A	σ_A	b	k	η	
		0.9985	0.0020	0.830	124.83	0.239	
发生次数。人力资本过程		x^2	x^3	γ_d	δ_L	δ_H	
		1.171	1.458	0.0032	0.0035	0.0002	
职业流动		c	ρ_z	σ_z	$\mathbf{z}_{norm}$	ν	
		7.604	0.9983	0.0072	0.354	0.04	
职业特定的	$\overline{p}_o$	ϵ_o	ψ_o	$\overline{\alpha}_{o,NRC}$	$\overline{\alpha}_{o,RC}$	$\overline{\alpha}_{o,NRM}$	$\overline{\alpha}_{o,RM}$
非常规认知	1.019	1.081	0.620	0.436	0.560	0.004	0.000
常规认知	0.988	1.120	0.145	0.407	0.383	0.210	0.000
非常规手工	1.004	0.532	0.087	0.000	0.093	0.384	0.524
常规手工	0.988	1.283	0.147	0.000	0.140	0.767	0.094

的 c 以及抽样过程意味着，劳动者开始从事一项新职业时，平均已经支付了相当于15.18周（或约3.5个月）产出的再配置成本。这表明，再配置摩擦十分重要，并且在更换职业时会加剧职业人力资本的显著损失。[25]

z 过程具有与总量冲击过程大致相近的持续性（按周计）。其较大的方差意味着工人之间的z生产率差异远大于A各取值之间的差异。它们的离散程度也远大于职业总体生产率。例如，在A的最高（最低）值处，p_o 的最大值与最小值之比为 1.13（1.09）；此时，衰退、周期性 任务类别对总量冲击的反应最强，而NRM 最弱。相比之下，z生产率的最大值与最小值之比为 2.20。为评估z生产率的离散程度是否合理，我们使用 Hornstein 等人（2012 年）的Mm 比率，计算其隐含的摩擦性工资离散程度。这些作者使用 PSID 得出的Mm介于 1.46 和 1.90 之间，而估计所得的z离散程度对应的比率为 1.41。

ν 的估计值表明，劳动者能否获得其他基于任务的类别中的工作机会，会对其求职方向产生重要影响。α_o、$\bar{o}$ 的估计值表明，平均而言，NRC 中的劳动者从体力劳动类职业中抽取新 z 的概率较低，反之亦然；而 NRM 和 RM 职业中的劳动者抽取的新 z 大多来自这两个相同的类别，不过从 RC 中抽取也并不少见。 ν 的值也表明，劳动者会显著调整求职方向，以应对周期性——

[25]平均再配置成本计算为c 与工人重新抽样职业的次数（即1.996次）的乘积。

表4：商业周期统计数据。数据（1983—2014年）和模型

波动性和持续性							
	u	v	θ	s	f	人均产出	$occm$
Data							
σ	0.15	0.11	0.25	0.10	0.09	0.01	0.03
ρ_{t-1}	0.98	0.99	0.99	0.94	0.93	0.92	0.94
完整模型							
σ	0.14	0.04	0.17	0.07	0.09	0.01	0.04
ρ_{t-1}	0.93	0.91	0.92	0.88	0.93	0.88	0.94
超额流动模型							
σ	0.14	0.05	0.17	0.06	0.10	0.01	0.04
ρ_{t-1}	0.95	0.91	0.94	0.89	0.94	0.94	0.93

与失业率和人均产出的相关性							
	u	v	θ	s	f	人均产出	$occm$
Data							
u	1.00	-0.95	-0.99	0.83	-0.86	-0.50	-0.56
人均产出		0.61	0.55	-0.43	0.40	1.00	0.46
完整模型							
u	1.00	-0.66	-0.97	0.79	-0.89	-0.94	-0.85
outpw		0.81	0.97	-0.91	0.94	1.00	0.85
超额流动模型							
u	1.00	-0.72	-0.98	0.80	-0.89	-0.95	-0.87
outpw		0.85	0.97	-0.90	0.95	1.00	0.89

注：除人均产出取自美国劳工统计局，以及职位空缺率采用 Barnichon 和 Nekarda（2012年）编制的综合招聘指数外，所有变量均取自收入与项目参与调查。所有时间序列均为季度数据的居中五季度移动平均序列，以平滑相对平坦的临界值（相对于网格而言）中的离散性，以及尤其是职业流动的噪声观测值。使用参数为1600的HP滤波，得到这些时间序列对数的周期性成分。有关更多细节及未采用五季度移动平均平滑的结果，请参见在线附录B.1。

p_o中的校准差异。这一点体现在模型能够再现第2节和表2中呈现的净流动模式的周期性变化。综合来看，这些估计表明，工人在基于任务的类别之间求职时具有很强的方向性。

5 周期性失业结果

现在，我们评估模型中总失业的周期性及其持续时间分布，同时注意到，这些方面并未作为估计程序的目标。我们的目的是评估超额流动和净流动在形成这些模式中的重要性。我们首先展示上述估计的完整模型所蕴含的结果。然后，我们讨论一个重新估计版本的含义，在该版本中，我们消除了职业总体生产率的异质性。[26] 略微滥用术语而言，我们将这一版本称为“超额流动模型”，因为失业工人的职业流动决策完全基于其z-生产率不断变化的性质及其与A 和x的交互作用。在线附录B.2展示了该模型的估计结果。

总失业表4展示了总失业、空缺职位、就业匹配、工作分离和职业流动总发生率的周期性特征，这些数据根据数据和模拟计算得出。结果表明，完整模型能够生成逆周期失业率，同时还能够产生逆周期-

[26]在此版本中，可以外生地施加观测到的净流动模式，使模型的总职业流动模式与第2节及补充附录B中呈现的证据保持一致。

周期性离职率、顺周期就业匹配率和总职业流动率。表4还显示，所有这些比率的周期性波动和持续性都与数据非常接近。

这种总体行为并非由年轻工人失业率更高的周期性所驱动。在在线附录B.1中，我们显示，失业率对总体人均产出的响应对于壮年工人略强于年轻工人，从而导致年轻工人与壮年工人之间的失业率比值呈逆周期性。因此，在模型中，经济衰退期间失业群体会转向人力资本较高的壮年工人，这一特征已由Mueller（2017）指出。

该模型还生成一条斜率显著为负的贝弗里奇曲线。后者与规范的DMP模型形成对比，因为众所周知，内生离职阻碍其实现与数据一致的贝弗里奇曲线。由于所有 p_o 都与 A 同步变动，且载荷 ϵ_o 仅产生相对生产率差异，它也与许多预测贝弗里奇曲线向上倾斜的多部门模型形成对比。在这些模型中，失业波动源于将工人从遭受负面冲击的部门再配置到遭受正面冲击的部门所需的时间，并导致后一个部门创造更多职位空缺（有关近期例外，参见Chodorow-Reich和Wieland，2020年）。

失业持续时间分布 表 5 的面板 A 评估了模型再现不完整失业持续时间分布相对于失业率变化而发生的变动的能力。结果显示，按持续时间划分的失业工人占比对周期性失业的反应程度与数据中的情况非常相似。至关重要的是，弹性指标显示，模型使长期持续时间的失业占比产生了强烈反应。使用半弹性时，模型几乎实现了完美拟合。因此，在我们的模型中，与数据一样，总体失业率的周期性变化是由长期失业特别强烈的周期性变化所驱动的。

经济衰退期间长期失业增加的一个重要原因，是职业流动者的失业持续时间增幅大于留任者。表5的B面板展示了平均

表 5：持续时间分布的周期性

面板 A：持续时间分布的周期性

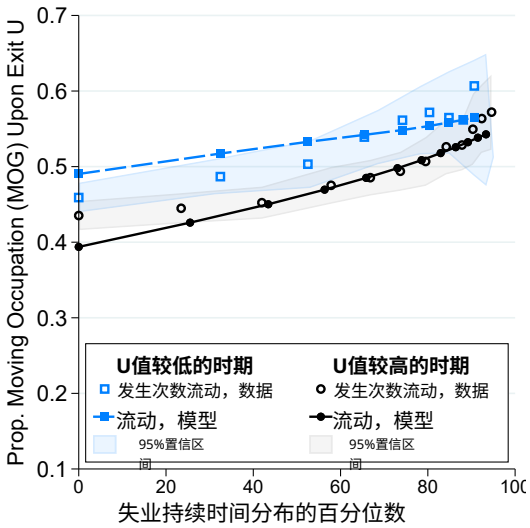
失业持续时间	相对于 u 的弹性			经HP滤波的相对于u		
	Full 模型	超额 模型	Data	Full 模型	超额 模型	Data
1 – 2米	-0.451	-0.449	-0.464	-0.155	-0.169	-0.167
1 – 4米	-0.321	-0.330	-0.363	-0.168	-0.184	-0.184
5 – 8米	0.415	0.346	0.320	0.067	0.071	0.076
9 – 12米	1.10	1.000	0.864	0.058	0.063	0.072
> 13米	1.817	1.742	1.375	0.044	0.050	0.043

B面板：持续时间相对于u的半弹性，按职业流动划分

	HP滤波			对数u 线性去趋势		
	Full 模型	超额 模型	Data	Full 模型	超额 模型	Data
流动者	2.8	3.0	3.2	2.2	2.3	2.0
留任者	1.3	1.5	2.5	1.2	1.2	1.7

注：这些弹性是根据失业者占比（按持续时间类别划分）和总体失业率的周期性成分构造的（经HP滤波或线性去趋势处理后）。

图 6：失业持续时间分布的周期性变化



采用不同指标衡量的流动者和留任者的失业持续时间的周期性响应。所有这些指标均显示，模型中职业流动者的平均失业持续时间增幅都大于留任者，这与数据相符。相较于数据，留任者的失业持续时间响应略小，幅度介于56%（相对于经对数HP滤波的失业率）和71%（相对于线性去趋势后的失业率）之间。与传统DMP模型中缺乏放大效应相比，这仍是相当大的响应。与数据一样，流动者失业持续时间的延长对经济衰退期间长期失业的增加有显著贡献。

图 6 展示了失业持续时间中未被设为目标的变化如何与流动性-持续时间曲线中被设为目标的变化相结合。在失业持续时间分布的任何百分位上，模型都会生成经济衰退期间职业流动的下降。通过比较观测值的 x 坐标，该图还说明模型中持续时间分布的周期性变化与数据相符。

超额流动性与净流动性 表4和表5的一项关键发现是，前文提到的周期性模式与超额流动模型生成的模式几乎完全相同。在线附录B.2表明，该模型也能很好地拟合表2所述的全经济目标，且估计得到的相应参

数与完整模型中的参数几乎完全相同。我们进一步表明，考虑非就业期时，这一结论依然成立。这一比较说明，允许工人因p_o的差异而选择求职职业，并非模型能够再现失业的周期性或其持续时间分布的原因。相反，这凸显了工人个体特异性职业冲击及其与A之间相互作用的重要性。

这两个版本在这些方面都表现出色，因为它们对求职、休息性失业和重新配置型失业得出了相似的结论。第5.1节首先利用超额流动模型来说明这一点。这更详细地展示了持久的z过程对于模型周期性表现的重要性。第5.2节表明，同样的力量也存在于每种o之中，不过会受到不同职业之间p_o的水平和周期性响应差异的调节。

5.1 主要机制

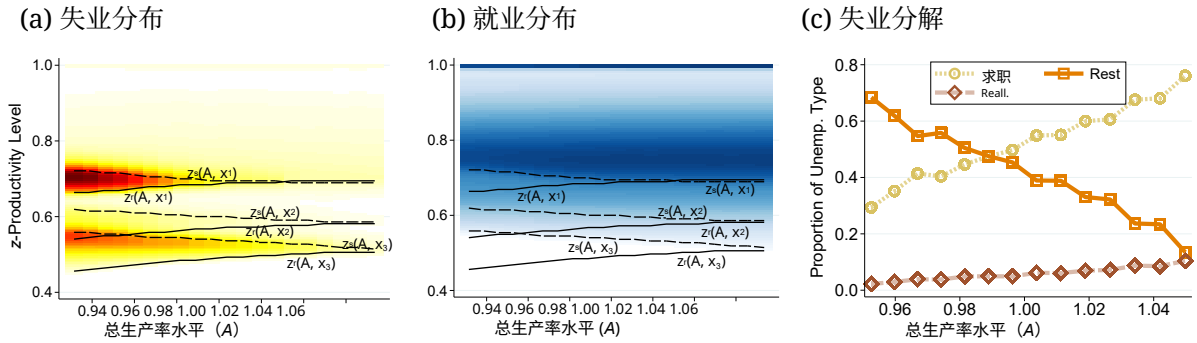
正如第3.3节所述，z^s和z^r的相对位置与斜率，有助于确定我们模型的长期和周期性含义。

z^s与z^r的相对位置 图7a展示了超额流动模型校准所生成的临界值函数：在给定x的情况下，它们是A的函数，且所有职业共享相同的临界值函数。图中显示，对于几乎所有A和$h = 1$、2、3，均有$z^s \geq z^r$。[27]这意味着，随着A和z变化，同一段失业经历中可能先后出现休息性失业时期，以及求职与重新配置型失业时期。因此，我们的校准结果表明，等待的期权价值（相对于立即重新配置）对于解释数据至关重要。休息性失业的重要性在经验上体现在流动性-持续时间曲线和失业生存函数中。

职业流动随失业持续时间适度增加，这意味着尽管总体流动性很高，仍有相当比例的失业工人在失业12个月后重新回到分离前的职业就业。模型通过一种z过程来解释这一特征：该过程虽然具有持续性，但仍存在显著的不确定性。

[27]正如我们的理论所预测的那样，与人力资本较低的工人相比，人力资本较高的工人转换职业的可能性更低。由于$z^s(., x^3) < z^s(., x^1)$，高人力资本工人的平均离职率也较低（注意，$\delta_L$和$\delta_H$也会导致这种差异）。离职后，高人力资本工人平均失业时间更长，这是因为他们的z^s和z^r临界值之间的距离更大。

图 7：临界值、失业分布与分解



这种过程虽具有持续性，但仍存在有意义的不确定性。即使长期失业，职业留任者也被视为劳动者早先对其z生产率复苏的“希望”得以实现。

休息性失业的存在，也解释了我们失业样本中观察到的适度持续时间依赖性，以及职业留任者中相对更强的持续时间依赖性。为说明这一点，考虑一组具有相同x且刚刚内生分离的工人。给定$z^s \geq z^r$以及一个具有持续性的z过程，这些工人最初会接近z^s。随后，一个小幅正向冲击就足以使他们升至z^s以上，而只有大幅负向冲击才能使他们降至z^r以下。因此，在失业持续时间较短时，这些工人的就业获得率相对较高；如果他们重新就业，最有可能成为职业留任者。失业时间较长的人平均而言会经历更多负向z冲击，并且跨越z^r的概率会更高。

斜率z^s和z^r 如第3.3节所述，休息性失业的存在，使模型更有可能产生逆周期的工作分离决策和顺周期的职业流动决策。图7a、b显示，在校准中确实如此；即对于每个x，$\partial z^s/\partial A < 0$以及$\partial z^r/\partial A > 0$。这一特性意味着，经济衰退期间出现休息性失业阶段的可能性增大；而经济扩张期出现求职型失业阶段的可能性增大。图7c展示了这一后一特征，给出了在给定A值时，面临求职型、休息性或重新配置型失业的工人比例。尽管休息性失业和求职型失业都呈逆周期性，但当经济

从轻度衰退转向强劲扩张时，求职型失业阶段相对更为常见。只有当经济衰退加剧时，休息性失业阶段才会变得更加常见。

临界值的位置和斜率揭示了一个周期性不行动区间，$[z^r(A;x), z^s(A;x)]$ 对于每个x都是如此。不行动区间的周期性变化十分重要，因为它反映出，劳动者在分离前职业中失业等待的期权价值在经济衰退期高于经济扩张期，并且是我们模型中失业和职位空缺周期性表现的一个关键决定因素。z^s 临界值的负斜率，加上其正上方聚集的大量劳动者（见图7b），意味着A 的下降会导致进入休息性失业的劳动者流入大幅增加。z^r 临界值的正斜率意味着，A 的同一下降还会导致通过再配置离开休息性失业的流出大幅减少。这些力量显著增加了已经“困”在这些区间内的失业工人密度（见图7a）。鉴于任何职业中的企业都预期无法通过雇用这些劳动者获利，职位空缺创造也会下降。随着经济状况改善，不行动区间会显著收窄，使得休息性失业者现在更有可能受到z 冲击，从而落至z^r 以下或升至z^s以上。[28] 随着雇用这些劳动者所产生的剩余转为正值，且更高的职业流动有助于劳动者提高其z生产率，所有职业中的职位空缺创造都会增加。休息性失业和求职型失业的强周期性响应反映了不行动区间的变化，这意味着总失业对A也会变得高度敏感。[29] 在线附录B.2显示，这些模式存在于所有人力资本水平中，这解释了为什么我们得到的失业率、就业匹配率和离职率在各年龄组中具有相似的周期性响应。

经济衰退期间不行动区域的扩大，也有助于捕捉持续时间分布的周期性行为。在经济衰退期间，长期处于休息状态的失业工人通常需要经历一系列幅度更大的正向 z 冲击，才会在失业前职业中成为求职型失业者。他们会

[28]在相对于均值减少 5% 的经济衰退中，劳动者在一个月内离开休息性失业的平均概率仍约为25%；而且这一概率随着A的增加而大幅上升。[29]重新配置型失业事件对u 的周期性贡献很小，因为它们只涵盖在职业之间转换所花费的时间，平均约为 2 周；之后，劳动者会在休息性失业或求职事件中继续经历失业期，直到在新职业中找到工作。

通常，在决定进行重新配置之前，他们还需要经历一系列更多且更大的不利冲击。相比之下，对于那些刚刚内生性离职的劳动者而言，z^s是对其未来结果影响最大的临界值。因此，对于这些劳动者来说，距离最近临界值的距离不像长期失业者那样会对A 作出响应。因此，在整个经济周期中，我们观察到，长期失业者的流出率相较于短期失业者的流出率，对A 的变化更为敏感。随后，这一机制转化为经济衰退期间长期失业者占比的更大幅度上升，如表5所示；这种上升幅度大于仅基于f 下降所预测的幅度。经济衰退期间不行动区域的扩大意味着，对于（事后）职业留任者和（事后）职业流动者而言，预期处于Rest失业状态的时间都会增加，但后者的增幅更大。这解释了第2.4节所记录的经济衰退期间职业流动者平均失业持续时间相对于留任者更大幅度的上升。

人力资本折旧的作用在线附录B.2表明，人力资本折旧对决定这些动态变化十分重要，因为它会影响非行动区域的周期性变化。如第4.2节所述，如果没有人力资本折旧，该模型生成的总失业、就业匹配和职业流动率将会过于波动。这是因为失业期间潜在的x 损失降低了在该职业中等待的期权价值，并使z^r 临界值趋于平坦。它还会使z^s 临界值趋于平坦，因为它提高了继续就业的期权价值。

职业流动的作用 未行动区域的周期敏感性也与z^r 临界值的存在及z 过程的特性密切相关。为说明这一点，我们重新估计模型，但不允许工人转换职业。在线附录B.3 显示，我们的模型这一版本似乎无法同时解释失业持续时间分布与总失业率的实际周期性波动。这是因为它无法解决一个关键权衡。在不存在z^r 临界值的情况下，估计得到的z 过程持久性较低，标准差较大，这为失业持续时间带来了足够的异质性，使模型能够匹配经验上的失业生存函数。然而，这一z 过程也加大了z 相对于A周期范围的异质性。这使z^s 临界值的响应性降低

表6：失业在职业规模变化中的作用

基于任务的职业类别	分布			分布变化的模型构成			
	初始分布	结束分布		进入者	失业期间的内生职业流动		
		Data	模型	所有季度	所有季度	季度$u < u^{median}$	季度$u \geq u^{median}$
非常规认知	0.224	0.329	0.337	0.125	-0.011	-0.006	- 0.005
例行认知	0.292	0.258	0.246	-0.012	-0.034	-0.012	- 0.023
非例行手工	0.226	0.260	0.260	-0.054	0.088	0.031	0.057
例行手工	0.258	0.154	0.157	-0.062	-0.039	-0.009	- 0.030

注：第 1 至第 3 列显示工人在基于任务的职业之间的初始分布和最终分布。第 4 列显示外生进入过程对改变初始分布的贡献，第 5 列显示失业工人转换职业的贡献。第 4 列与第 5 列之和等于第 3 列与第 1 列之差。最后两列显示在周期性失业高于或低于其中位数时，职业转换者所作的贡献。

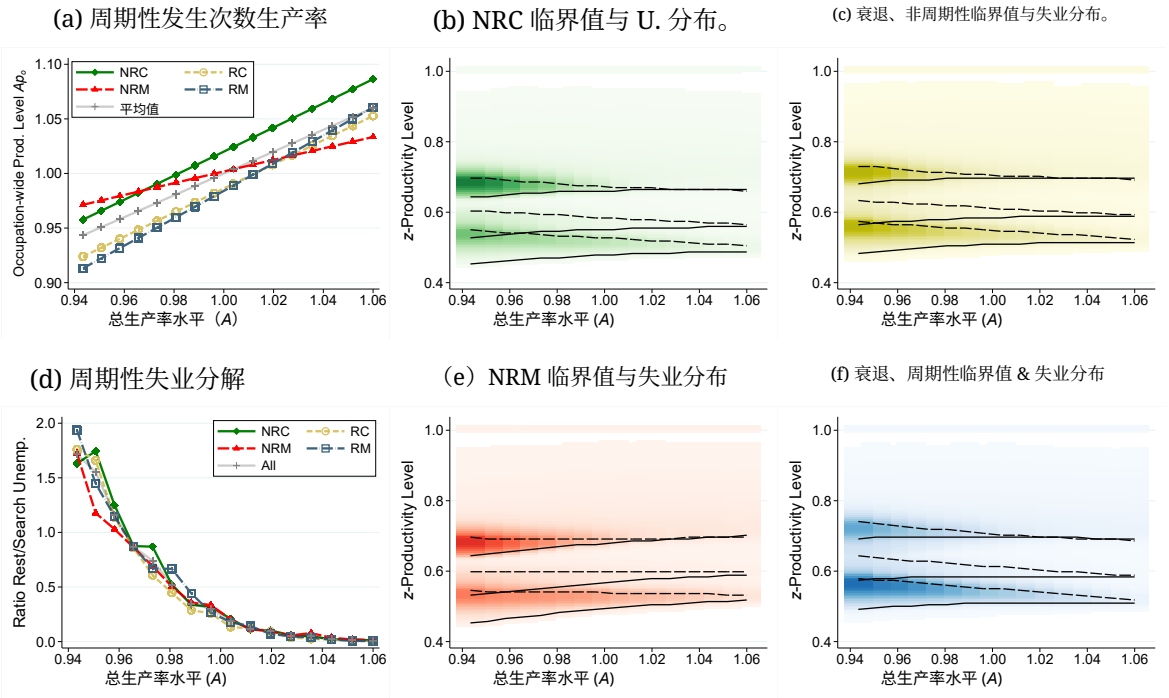
并削弱离职的周期性响应以及工人离开新的不行动区域的速率，$[z, z^s(A; x)]$, 其中 z 表示z的最低值。

5.2 职业异质性与周期性失业

上述描述的相同机制在每个基于任务的类别内部也成立，但其强度在这些职业组之间有所不同。因此，失业工人面临不同的失业结果，而这些结果还取决于职业的具体身份。职业层面生产-率差异的长期和周期性维度都很重要。为了理解前者，表6第5列显示了失业职业转换者对校准中基于任务的类别的观测规模变化所作的贡献。这一贡献与外生进入和退出过程的贡献进行比较，后者由舞蹈 和 ψ_o （第4列“进入者”）所反映，因此，对于每个基于任务的类别，这两个数值之和等于就业存量的变化（第3列−第1列）。校准结果显示，*NRM* 职业的规模有所扩大，这是因为转入这些职业的失业工人多于离开这些职业的失业工人。相比之下，*RM* 和*RC* 职业的规模缩小，因为离开这些职业的失业工人多于转入这些职业的失业工人。

表6的最后两列分别展示了高失业率和低失业率时期通过失业实现的流动所作的贡献。我们根据HP滤波失业率与其中位数的比较来划分这些时期。可以看到，正是在经济衰退期间，通过失业实现的流动尤其加快了*NRM* 和*RM* 职业规模的变化，分别约占这一渠道总贡献的三分之二和四分之三。Jaimovich and Siu (2020) 已经记录了经济衰退对常规职业规模变化的重要性，

图 8：商业周期中职业间的异质性



本文进一步表明，第2节所述的净流动模式，加上模型中失业的内生响应，恰好会产生这样的模式。

图 8展示了这一机制。图 8a展示了 A范围内估计的职业总体生产率的水平和周期性。反映 ϵ_o 的估计值可见，衰退、周期性 和衰退、非周期性职业在经济衰退中受到强烈的负面影响，但在经济扩张期追赶上平均水平。相比之下，*NRM* 职业在经济扩张期的吸引力最低，但在经济衰退中变得更具吸引力。*NRC* 职业在整个经济周期中始终高于平均水平（在经济扩张期更为明显）。

图8b、8c、8e、8f表明，这些不同的周期性生产率导致了不同的分离临界值和再配置临界值。尽管它们在不同基于任务的类别之间的水平并没有太大差异，但在衰退、周期性职业中，分离临界值下降得更为陡峭，而再配置临界值则几乎呈水平状态。在*NRM* 职业中，分离临界值几乎呈水平状态，而再配置临界值则呈现出明显的向上倾斜趋势。这意味着，在经济衰退期间，衰退、周期性 职业中的离职比 *NRM* 职业中更为突出。

尽管斜率存在差异，所有基于任务的类别都表现出具有$z^s > z^r$ 性质的临界值。此外，如前文所述，这些临界值之间的距离形成了无行动区域，该区域在经济衰退期扩大，并在经济扩张期收窄。图8d显示，因此，在每个基于任务的类别中，经济衰退期的休息性失业阶段比求职型失业阶段更为常见。随着经济复苏，求职型失业阶段最为常见。

观察到的逆周期净流动模式主要出于两个原因：（i）不同基于任务的类别的流出呈现差异化的周期性响应，即与平均水平相比，一些基于任务的类别在经济衰退期间流失了更多劳动者；以及（ii）流入呈现差异化的周期性响应，即那些决定改变职业的劳动者在经济衰退期与经济扩张期选择不同的目的地基于任务的类别。随着 A 的下降，不行动区域的扩大意味着，在所有基于任务的类别中，整体职业流动在经济衰退期间都会下降。然而，p_0 在经济周期中的差异化响应意味着，相对于平均水平，流出在*NRM* 职业中的降幅更大，而在*RM* 职业中的降幅更小，这与数据中的观察结果一致。与此同时，表2显示，该模型还能够再现经济衰退期间流入分布向 *RM* 职业转移、远离*NRM* 职业的变化。

6 结论

我们认为，与经济扩张期相比，在经济衰退期，失业者选择在其职业（职业）中继续与劳动力市场保持联系的期权价值相对更大。这一期权价值的周期性变化，使得经济衰退期出现的等待/Rest失业阶段多于求职型失业阶段，并且能够共同解释周期性失业、其持续时间分布以及职业流动的许多特征。尽管关于劳动者职业的特质性不确定性是塑造这一期权价值的主要力量，但后者也会受到职业间差异的影响，而这些差异会造成职业之间的净流动。我们发现，个人失业结果的周期性行为、顺周期的职业总流动，以及通过失业实现的逆周期净流动之间并不存在矛盾，其中就业—失业—就业 转变在塑造衰退、周期性、衰退、非周期性 和*NRM* 职业规模的变化方面发挥着重要作用。这一期权价值（或其相对

在求职搜索、分离和重新配置决策中的重要性）对政策的意义为规范性研究打开了大门。

参考文献

[1] Ahn, Hie Joo 和 James D. Hamilton（2020）：“异质性与失业动态”。《商业与经济统计杂志》，38(3)：554-569。[2] Alvarez, Fernando 和 Robert Shimer（2011）：“搜寻与休止型失业”。*Econometrica*，79(1)：75-122。[3] Autor, David H.、Frank Levy、Richard J. Murnane（2003）：“近期技术变革的技能内容：一项实证探索”。《经济学季刊》，116(4)：1279-1333。[4] Barnichon, Regis 和 Christopher J. Nekarda（2012）：“失业预测的进出：利用劳动力流动预测劳动力市场”。《布鲁金斯经济活动论文集》，43(2)：83-131。[5] Carrillo-Tudela, Carlos、Ludo Visschers 和 David Wiczer（2022）：“周期性收入、职业生涯与就业转变”。未发表手稿。[6]Cheremukhin, Anton、Paulina Restrepo-Echevarria 和 Antonella Tutino（2020）：“匹配市场中的定向搜寻”。《经济理论杂志》，185，104956。[7] Chodorow-Reich, Gabriel 和 Johannes Wieland（2020）：“长期劳动力再配置与经济周期”。《政治经济学杂志》，128(6)：2245-2287。[8] Dvorkin, Maximiliano（2014）：“竞争性劳动力市场中的部门冲击、再配置与失业”。未发表手稿。美国耶鲁大学。[9] Fallick, Bruce C.（1993）：“被裁劳动者的行业流动”。《劳动经济学杂志》，11(2)：302-323。[10] Fujita, Shigeru 和 Giuseppe Moscarini（2017）：“召回与失业”。《美国经济评论》，102(7)：3875-3916。

[11] Hornstein, Andreas（2013）：“失业的解释：短期与长期”。里士满联邦储备银行，工作论文12-07。[12] Hornstein, Andreas、Per Krusell 和 Giovanni L. Violante（2011）：“搜寻模型中的摩擦性工资离散：定量评估”，《美国经济评论》，101(7)：2873-2898。[13] Jaimovich, Nir 和 Henry E. Siu（2020）：“趋势即周期：工作极化与无就业复苏”。《经济与统计评论》，102(1)：129-147。[14] Kambourov, Gueorgui 和 Iourii Manovskii（2009）：“人力资本的职业专用性”。《国际经济评论》，50(1)：63-115。[15] Kambourov, Gueorgui 和 Iourii Manovskii（2008）：“美国职业与行业流动的上升：1968—1997年”。《国际经济评论》，49(1)：41-79。[16] Kroft, Kory、Fabian Lange、Matthew J. Notowidigdo 和 Lawrence F. Katz（2016）：“长期失业与大衰退：构成、持续时间依赖性与非劳动力参与的作用”。《劳动经济学杂志》，34(S1)：S7-S54。[17] Lilien, David M.（1982）：“部门转移与周期性失业”。《政治经济学杂志》，90(4)：777-793。[18] Lucas, Robert E. 和 Edward C. Prescott（1974年）：“均衡搜寻与失业”。《经济理论杂志》，7：188-209。[19] Menzio, Guido 和 Shouyoung Shi（2010）：“随机搜寻模型的块递归均衡”。《经济理论杂志》，145(4)：1453-1494。[20] Mortensen, Dale T. 和 Christopher A. Pissarides（1994年）：“失业理论中的就业创造与就业毁灭”。《经济研究评论》，61(3)：397-415。[21] Moscarini, Giuseppe 和 Kaj Thomsson（2007）：“美国的职业与工作流动”。《斯堪的纳维亚经济学杂志》，109(4)：807-836。

[22] Mueller, Andreas I.（2017）：“离职、排序与周期性失业”。《美国经济评论》，107(7)：2081-2107。[23] Neal, Derek（1999）：“年轻男性工作流动的复杂性”。《劳动经济学杂志》，17(2)：237-524。[24] Pilossoph, Laura（2014）：“劳动再配置的多部门均衡搜寻模型”。未发表论文。[25] Rogerson, Richard（1987）：“部门再配置的均衡模型”。《政治经济学杂志》，95(4)：824-834。[26] Shimer, Robert（2005）：“均衡失业与职位空缺的周期性行为”。《美国经济评论》，95(1)：25-49。[27]Wiczer, David（2015）：“长期失业：与劳动力市场保持联系，还是匹配不当？”圣路易斯联储，WP 2015-042A。[28] Wu, Liangjie（2020）：“劳动力市场中的部分定向搜寻”。未发表论文。

在线附录

校正职业编码错误

本附录补充了论文第2.1节。补充附录A提供了本附录的完整版。其中，我们给出所有结果和证明，提供 **Γ**校正矩阵的估计，说明我们的方法在样本外也有效，且对雇主／活动变动者和所有工人的合并样本产生不同影响，即使在调查中对两组采用相同的（非）依赖式访谈程序时也是如此。我们还比较了不同职业（和行业）类别中隐含的编码错误程度。此外，我们还表明，我们的校正方法得出的再就业时平均职业流动率，与根据PSID回溯性职业—行业补充数据文件推导出的数值一致。最后，我们讨论用于恢复 **Γ**的假设是否合理。为节省篇幅，此处我们仅总结主要的数学结果。我们使用这一误差校正模型，得出正文和补充附录B中的结果。

混淆矩阵 $\mathbf{\Gamma}$ 的元素定义为：对于所有i，职业被错误编码为j职业的概率，其中i、$j = 1, 2, ..., O$。我们作出三个假设，以便识别并估计 **Γ**。（假设 *A1*）独立分类错误：在给定真实职业的条件下，职业代码的实现与工人经历、工人特征或时间相互独立。（假设 *A2*）错误编码中的“详细平衡”：$\mathbf{对角}(\mathbf{c})\mathbf{\Gamma}$ 是对称的，其中**c** 是一个O×1 向量，描述工人在各职业间的分布，而$\mathbf{对角}(\mathbf{c})$ 是**c**的对角矩阵。（假设 *A3*）严格对角占优： $\mathbf{\Gamma}$ 严格对角占优，即对所有$i = 1, 2, ..., O$， $\gamma_{ii} > 0$大于 .5。

为了估计 $\mathbf{\Gamma}$，我们利用 1985 年和 1986 年 SIPP 面板之间调查设计的变化。在 1985 年面板之前，SIPP 对所有工人采用独立访谈：每个调查波次都会要求所有工人重新描述自己的工作，不参考较早日期给出的答案。随后，编码员会查看该调查波次的逐字描述，并分配职业代码。众所周知，这种做法会导致职业编码错误。而在 1986 年面板中，这种做法改为依赖式访谈。受访者只被要求

如果受访者报告雇主变更，或报告主要工作活动发生变化但雇主未变，则可“独立”描述其职业。如果受访者表示雇主和主要工作活动均未发生变化，则沿用上一轮分配给该受访者的职业代码。

为识别 $\mathbf{\Gamma}$ ，需要注意的是，在1986年2月至1987年4月期间，1985年和1986年调查面板存在重叠，代表了在不同调查设计下的同一总体。我们在下一节提出的识别理论涉及这一总体。随后，我们展示如何使用总体样本一致地估计 $\mathbf{\Gamma}$ 。

A.1 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵的识别

考虑由1985年/86SIPP 面板在重叠时期所代表的总体，并根据他们是否更换了雇主或活动，将连续访谈之间的个人分为两组。将那些在两次访谈中都留在其雇主处且未改变活动的工人标记为“雇主／活动留任者”。按照设计，该群体<style id='1'>仅包含实际职业留任者。同样，将那些更换雇主或在其雇主处改变活动的工人标记为“雇主/活动变更者”。按照设计，该群体包含所有实际职业流动者，以及更换了雇主的实际职业留任者。

假设我们将对该总体中的雇主／活动留任者进行依赖式访谈，方式与 1986 年面板中所采用的相同。令c_s 表示描述他们在各职业之间真实分布的Ox1 向量，并令 $M_s = \text{diag}(c_s)$。令 c_s^D表示在依赖式访谈下描述他们在各职业之间观测分布的Ox1 向量，并令$M_s^D = \text{diag}(c_s^D)$。注意，$c_s^D = \mathbf{\Gamma}' M_s \vec{1}$，其中 $\vec{1}$描述一个全为1 的向量。由于在两次连续访谈中的第一次访谈里，真实职业可能会被错误编码，因此 M_s 要预乘以 $\mathbf{\Gamma}'$ 。假设A2 意味着$c_s^D = \text{diag}(c_s)\mathbf{\Gamma}\vec{1} = c_s$ ，从而 $M_s^D = M_s$。

接下来，假设我们将该总体中的雇主／活动留任者按照 1985 年面板中采用的方法进行独立访谈。令 $\mathbf{M_s^I}$表示在独立访谈下包含这些劳动者观测到的职业转换流的矩阵。在这种情况下，$\mathbf{M_s^I = \Gamma' M_s \Gamma}$。这里，$\mathbf{M_s}$ 左乘 $\mathbf{\Gamma}'$ ，右乘 $\mathbf{\Gamma}$ ，以计入观测到的职业情况的

起点和目的地都可能出现编码错误。

令$\mathbf{M_m}$ 表示包含该总体中雇主/活动变更者的真实职业转换流的矩阵。$\mathbf{M_m}$ 的对角线描述了雇主/活动变更者中跨职业的实际职业留任者分布。非对角线元素包含所有实际职业流动者的流。在独立访谈下，$\mathbf{M_m^I = \Gamma' M_m \Gamma}$。同样，$\mathbf{M_m}$ 需以前乘 $\mathbf{\Gamma'}$ 并以后乘 $\mathbf{\Gamma}$，因为观察到的来源职业和去向职业可能存在编码错误。

令 $\mathbf{M^I = M_m^I + M_s^I}$ 表示在独立访谈下两个访谈日期之间的总体职业转换流量矩阵，则有 $\mathbf{M_s^I = M^I - M_m^I = \Gamma' M_s \Gamma}$。根据 $\mathbf{M_s}$ 的对称性和假设 A2，$\mathbf{M_s \Gamma = \Gamma' M_s' = \Gamma' M_s}$。代回后得到 $\mathbf{M_s^I = M_s \Gamma \Gamma}$。接下来注意到 $\mathbf{M_s^I = M_s T_s^I}$，其中 $\mathbf{T_s^I}$ 是在独立访谈下观察到的该总体中雇主/活动留任者的职业转移概率矩阵。代入后得到 $\mathbf{M_s T_s^I = M_s \Gamma \Gamma}$。将两边乘以 $\mathbf{M_s^{-1}}$，只要 $\mathbf{M_s}$ 的所有对角线元素均非零，该矩阵就存在，由此得到我们用来估计 $\mathbf{\Gamma}$ 的关键关系，

$$\mathbf{T_s^I = \Gamma \Gamma}. \tag{7}$$

为了使用这个方程，我们首先需要证明它对$\mathbf{\Gamma}$意味着存在唯一解。为此，我们现在证明 $\mathbf{\Gamma}$ 和$\mathbf{T_s^I}$ 是可对角化的。对于后者，将上文描述的编码错误过程解释为一个马尔可夫链是有用的，其中 $\mathbf{\Gamma}$ 是与该过程相关联的一步转移概率矩阵。

L引理 A.1： 假设 *A2* 和 *A3* 意味着 $\mathbf{\Gamma}$ 和 $\mathbf{T_s^I}$ 可对角化。

通常无法保证一个转移矩阵存在唯一的根，甚至无法保证其存在，该根的（第 n）次幂是另一个转移矩阵。然而，这里通过构造可确保其存在：由 $\mathbf{\Gamma}$ 构造$\mathbf{T_s}$，反过来，我们也可以求得它的根。下一个结果表明，满足假设假设 *A2*和假设 *A3*的$\mathbf{T_s}$ 有唯一的根。

命题 A.1： $\mathbf{\Gamma}$ 是满足假设 *A2* 和 *A3* 的唯一解，满足 $\mathbf{T_s^I = \Gamma\, \Gamma}$。它由 $\mathbf{P \Lambda^{0.5} P^{-1}}$给出，其中 $\mathbf{\Lambda}$ 是具有$\mathbf{T_s^I}$的特征值的对角矩阵，$0 < \lambda_i \leq 1$，并且$\mathbf{P}$ 是具有相应（归一化）特征向量的正交矩阵。

上述结果表明，在假设 *A2* 和假设 *A3*下， $\mathbf{\Gamma}$ 可根据独立访谈下实际职业留任者的转移矩阵$\mathbf{T_s^I}$唯一识别。

A.2 估计 $\mathbf{\Gamma}$

下一个引理为估计 $\mathbf{\Gamma}$提供了一个中间步骤。为此，令 正定矩阵相似类(.) 表示与正定矩阵在矩阵意义下相似的转移矩阵空间。

引理 A.2： 函数f: 正定矩阵相似类$(\mathbb{R}^{O\times O})$ $\rightarrow$ 正定矩阵相似类$(\mathbb{R}^{O\times O})$ 定义为 $f(\mathbf{T})$ $=\mathbf{T^{0.5}}$存在且在谱矩阵范数下连续，$f(\mathbf{T_s^I})$ $=\mathbf{\Gamma}$ 。

令 $\hat{}\mathbf{T_s^I}$ 表示$\mathbf{T_s^I}$ 的样本估计，并令$\hat{}\mathbf{\Gamma}$ 由$(\hat{}\mathbf{T_s^I})^{0.5}$ $\in$ 正定矩阵相似类$(\mathbb{R}^{O\times O})$ 的平方根估计，使得$\hat{}\mathbf{\Gamma}$ $=(\hat{}\mathbf{T_s^I})^{\mathbf{0.5}}$ $=\hat{}\mathbf{P}\,\hat{}\mathbf{\Lambda}^{\mathbf{0.5}}\,\hat{}\mathbf{P^{-1}}$，其中$\hat{}\mathbf{\Lambda}$ 是以$\hat{}\mathbf{T_s^I}$的特征值为对角元素的对角矩阵，$0<\hat{}\lambda_i^{0.5}\leq 1$，而$\hat{}\mathbf{P}$ 是由相应（归一化）特征向量构成的正交矩阵。于是我们得到以下结果。

命题 A.2： $\mathbf{\Gamma}$ 从$(\hat{}\mathbf{T_s^I})^{0.5}$ $\in$ 正定矩阵相似类$(\mathbb{R}^{O\times O})$ 中一致估计，使得$\hat{\mathbf{\Gamma}}$ $=(\hat{}\mathbf{T_s^I})^{\mathbf{0.5}}=\hat{}\mathbf{P}\,\hat{}\mathbf{\Lambda}^{\mathbf{0.5}}\,\hat{}\mathbf{P^{-1}}$。也就是说，$plim_{n\rightarrow\infty}\hat{}\mathbf{\Gamma}=\mathbf{\Gamma}$。

要识别并估计 $\mathbf{\Gamma}$ 在收入与项目参与调查中的 $\mathbf{\Gamma}$ 并不充分，不能直接比较独立访谈下的总体职业转移流与依赖式访谈下的总体职业转移流。令$\mathbf{M^D}$ $=\mathbf{M_m^I}$ $+\mathbf{M_s^D}$表示这样一个矩阵：该矩阵包含在两个访谈日期之间、依赖式访谈下雇主/活动留任者以及独立访谈下雇主／活动流动者的总体职业转移流。从$\mathbf{M^D}$ 中减去$\mathbf{M^I}$ $=\mathbf{M_m^I}$ $+\mathbf{M_s^I}$，可得到 $\mathbf{M_s^D}-\mathbf{M_s^I}$ $=\mathbf{M_s}-\mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$。鉴于假设 A2中所假定的对称性，后一个表达式在左边有 $0.5n(n-1)$ 个外生变量，在右端有$0.5n(n+1)$ 个未知数（内生变量），因此$\mathbf{\Gamma}$ （以及 $\mathbf{M_s}$）无法识别。

除了$\mathbf{M^D}-\mathbf{M^I}=\mathbf{M_s}-\mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$ 之外，还可以使用$\mathbf{M^D}=\mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_m}\mathbf{\Gamma}+\mathbf{M_s}$，其中包含剩余信息。然而，当$\mathbf{M_m}$ 在其对角线上有质量时，这个额外的方程组在左边有n^2 个外生变量，在右端有n^2个未知数（来自$\mathbf{M_m}$）。这意味着，对于$\mathbf{M^D}-\mathbf{M^I}=\mathbf{M}$ $_\mathbf{s}-\mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$中剩余的$n$ 个未知数，仍然无法识别 $\mathbf{\Gamma}$ 和$\mathbf{M_s}$。

推论 A.1： 如果$\mathbf{M_m}$ 在其对角线上有质量，则无法仅根据$\mathbf{M^I}$ 和$\mathbf{M^D}$识别。

这一结果背后的直觉是，通过比较依赖式访谈和独立访谈下的总体职业转移流，很难确定在$\mathbf{M}^{\mathbf{D}}$和$\mathbf{M}^{\mathbf{I}}$之间的职业流动变化由多少劳动者“负责”。只有当$\mathbf{M}_{\mathbf{m}}$ 的对角线完全由零组成时，才能解决识别问题，并且由于方程的数量等于未知数的数量，可以恢复$\mathbf{M}_{\mathbf{s}}$、 $\mathbf{\Gamma}$ 和$\mathbf{M}_{\mathbf{m}}$ 。[30] 上述推论的一个含义是，基于从独立访谈转为依赖式访谈时职业流动差异的中断时间序列分析，并不能识别平均编码错误的精确程度，而是提供了一个向下有偏的估计。

然而，为了识别 $\mathbf{\Gamma}$，命题 A.2 表明，可以利用一组经历两轮独立访谈的真正的职业留任者样本所观测到的职业转移流。其中一些劳动者会表现为职业留任者，另一些则会表现为职业流动者。理想情况下，应当直接从 1985 年面板中筛选出这样一组劳动者样本。遗憾的是，只有在 1986 年面板中才引入了询问个人是否变更活动或雇主的问题，这是转向依赖式访谈的一部分。因此，仅凭 1985 年面板无法提供足够信息来区分雇主/活动留任者和雇主/活动变更者。相反，我们使用 1986 年面板来估计$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$。我们可以通过从 1985 年面板中观测到的职业转移流矩阵$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}$ 中减去 1986 年面板中观测到的职业转移流矩阵$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$ ，间接推断$\mathbf{M}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$ 。这是可行的，因为 1986 年面板与 1985 年面板针对的是同一基础总体，并且区分出了接受独立访谈的雇主/活动变更者。

推论 A.2： $\hat{\mathbf{\Gamma}}$ 由$\hat{\mathbf{T}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$ 一致估计，当后者由$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}$ –估计时$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$

这一结果对实施我们的方法十分重要。其成立是因为$\hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{s}}$中每个单元格所对应的总体比例，以及$\mathbf{M}_{\mathbf{s}}$的样本估计，均为一致估计。反过来，后者可由估计比例时适用的标准中心极限定理推出；该定理适用于$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}$、$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$ 及其差值。由此，命题 A.2 推出$\hat{\mathbf{\Gamma}}$ 是一致估计。[30]然而，在 SIPP 中，这种情况在经验上并不合理，因为它要求所有雇主／活动变更者都是真实职业流动者。

B 定量分析

本附录分为三个部分，用以补充论文第4节和第5节。第一部分进一步介绍第4节中完整模型校准的细节。第二部分呈现“超额流动模型”的校准结果，并分析该模型再现若干劳动力市场变量的长期和周期性模式的能力。

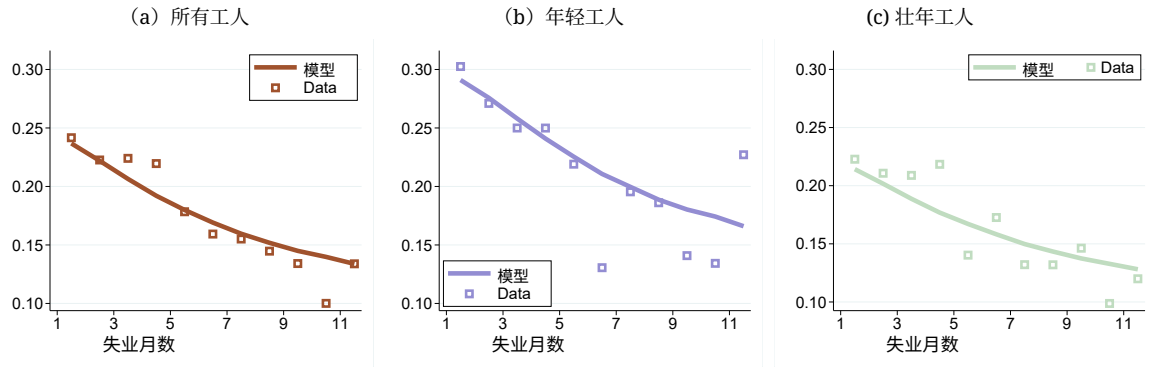
B.1 完整模型：总流动与净流动

正文中我们表明，经过校准的完整模型能够很好地再现美国劳动力市场长期目标指标中的职业流动、工作分离、就业匹配和失业模式。随着A、p_0和z变化，模型会在每个基于任务的类别中产生求职、休息和重新配置型失业阶段。

在此，我们从三个方面扩展第4节和第5节中的分析。首先，我们进一步展示模型隐含的失业持续时间，包括：（i）随持续时间变化的就业获得率；（ii）失业持续时间分布（不完整）；以及（iii）按超额流动和净流动分解的流动性-持续时间曲线。其次，我们进一步详述不同职业类别在相对周期性失业响应方面的差异，以及用于估计模型中职业特定周期性差异的周期性流入和净流量响应。第三，我们给出完整的相关系数表，描述模型在采用5Q-MA平滑处理指标和季度HP滤波指标时的周期性表现。我们还讨论包含进入者的另一种失业指标的周期性；展示不同年龄组的失业率、就业获得率和工作分离率的周期性；并以与正文第5.1节讨论的超额流动模型相同的方式，分解给定A值时的求职、休息和重新配置型失业阶段。

失业持续时间矩图9展示了总体和按年龄划分的失业风险函数，并将模型与数据进行比较。模型很好地捕捉了观察到的持续时间依赖性模式：年轻群体表现出的负向持续时间依赖性强于壮年群体。在

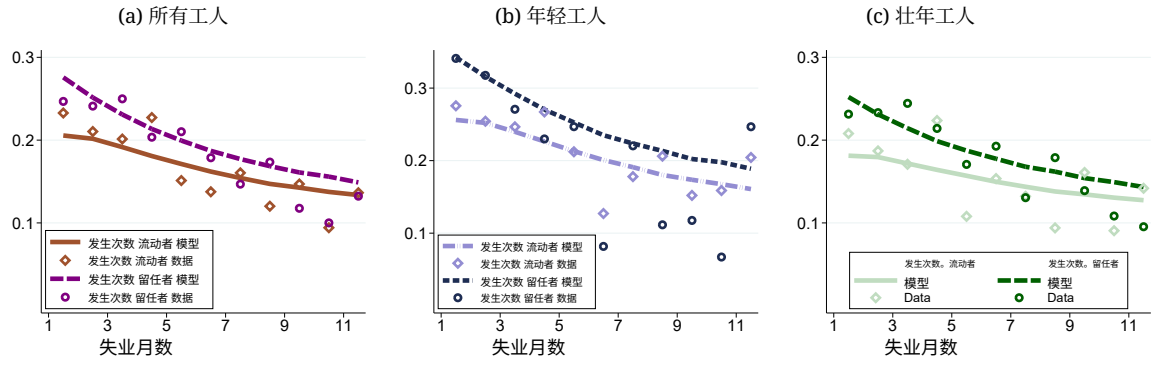
图9：危险函数。数据与模型比较



在我们的样本（以及校准）中，失业风险中的持续时间依赖性程度相对较弱，因为我们尝试尽量减少处于临时裁员状态和/或返回原雇主处的失业工人的比例（有关这一问题的进一步讨论，请参见补充附录B.4）。

图10分别展示了职业流动者和职业留任者的总体危险函数和按年龄划分的危险函数。模型很好地捕捉了这些特征；与数据一样，我们发现职业留任者的负向持续时间依赖性强于职业流动者，年轻工人中尤为明显。

图10：职业流动者/留任者危险函数。数据与模型比较



失业持续时间分布也得到了很好的拟合。表 7 显示，该模型很好地再现了分布中短期和长期失业期的比例。无论是将所有工人合并考察，还是区分年轻工人和壮年工人，这种拟合效果都能实现。关键在于，这种拟合

表 7: 完整的失业持续时间分布特征（1-18个月 ）

失业持续时间	所有工人			年轻工人			壮年工人		
	Full 模型	超额 模型	Data	Full 模型	超额 模型	Data	Full 模型	超额 模型	Data
1-2 米	0.43	0.42	0.43	0.53	0.52	0.47	0.41	0.39	0.41
1-4 m	0.65	0.64	0.67	0.76	0.75	0.71	0.63	0.61	0.65
5-8 个月	0.20	0.21	0.20	0.16	0.17	0.19	0.21	0.22	0.21
9-12 个月	0.09	0.09	0.08	0.05	0.05	0.07	0.10	0.10	0.09
13-18个月	0.06	0.06	0.05	0.03	0.03	0.03	0.07	0.07	0.06

持续时间分布并非以经验失业生存函数为目标进行校准后必然得到的结果。文中报告的持续时间分布是对各季度的持续时间分布取平均得出的，而生存函数则是通过合并所有观测值计算得出的。例如，合并后的生存函数中，观测到的长期失业主要发生在经济衰退时期；在按季度取平均时，这些观测值的权重会降低（而不是让每个观测值的权重相同）。事实上，我们将在下文说明，匹配生存函数并不意味着也能匹配持续时间分布。

补充附录B（图 9 和图 10）显示，超额流动和净流动都会随着失业持续时间的增加而上升，且前者是流动性-持续时间曲线整体上升的主要驱动因素。图 11a（下文）展示了模型中采用基于任务的类别、且不考虑“管理职业”时的对应分解。在模型中，超额流动和净流动都会随着失业持续时间的增加而上升。鉴于净流动具有逆周期性，出现这一现象是因为在经济衰退期间净流动更为显著，而此时工人的失业持续时间通常更长。与数据中的情况一样，超额流动是流动性-持续时间曲线的主要驱动因素。

经济周期中的基于任务的职业类别 周期性生产率载荷 ϵ_o 是唯一四个在不同基于任务的类别之间明确存在差异的经济周期参数 $o \in \{NRC、RC、NRM、RM\}$。这些参数与跨职业搜寻的弹性 ν共同决定了每个类别o 沿三个维度的差异化周期性响应，正文通过12个矩对其进行了概括。(i) 每个基于任务的类别的净流动的周期性响应；(ii)选择职业类别 o的职业流动者比例的周期性变化；以及 (iii) 每个类别的失业持续时间的强度

表 8：基于任务的失业持续时间弹性

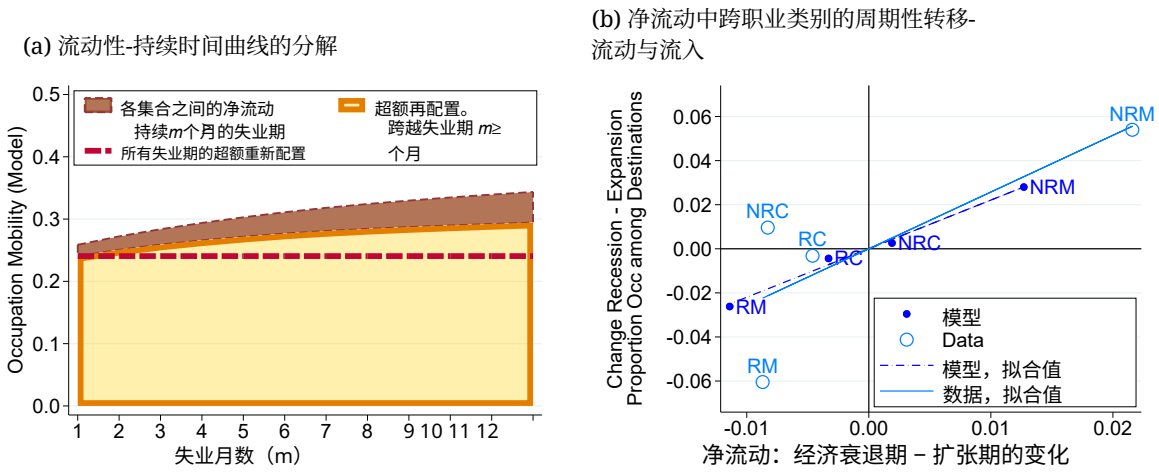
	NRC	RC	NRM	RM
$\varepsilon^{Data}_{UD_o,\ u}$	0.410	0.384	0.284	0.418
（标准误）	（0.068）	（0.050）	（0.045）	（0.053）
$\varepsilon^{模型}_{UD_o,\ u}$	*0.390*	*0.413*	*0.342*	*0.423*
$\varepsilon^{Data}_{UD_o,u}/\varepsilon^{Data}_{UD_{avg},u}$ （定向）	1.096	1.026	0.759	1.119
（标准误）	(0.183)	(0.132)	(0.119)	(0.141)
$\varepsilon^{Model}_{U_{舞蹈_o},u}/\varepsilon^{Model}_{UD_{avg},u}$	*0.988*	*1.055*	*0.890*	*1.072*

相对于总体失业率的全经济平均反应的反应。

我们强调，在 (iii) 中，我们将每个基于任务的类别的失业持续时间弹性设定为相对于经济整体弹性的目标值。这样做是因为我们希望不将总失业的放大效应作为校准目标。具体而言，为了在收入与项目参与调查中估算这些弹性，首先，我们对每个基于任务的类别o 进行回归：将失去o 类工作者的失业持续时间对数，回归于（总）失业率对数和线性趋势。令 $\varepsilon_{UD_o,u}$ for$o \in \{NRC, RC, NRM, RM\}$ 表示由此得到的、相对于总失业的失业持续时间弹性。表 8 第一行列出这些弹性，并将其与校准中的模拟值进行比较。这些弹性表明，NRM 职业的周期性响应比 RM 职业更为温和。这种响应差异在统计上也显著：对两个相应系数是否相等进行 Wald 检验，得到的 P 值为 0.02。第二步，我们用四个弹性的（按职业规模加权）平均值对每个弹性进行标准化。得到的标准化弹性就是我们在模型中设定的目标。表 8 的最后两行列出了这些比率，显示模型对数据的拟合良好。具体而言，结果表明，就失业持续时间而言，RM 职业对周期最敏感，而 NRM 职业对周期最不敏感。这些弹性与数据相符。下文将说明，模型在生成未设定为目标的总失业放大效应方面也表现出色。

如正文所示，该模型与净流动的周期性变化以及各基于任务的类别流入的周期性变化相一致。这是因为 ϵ_o 的差异会转化为周期性变化的激励

图11：基于任务的职业流动



促使劳动者离开类别 o 中的某个职业，并根据 ν，从类别 o' 中的另一个职业抽取z生产率。图11b展示了这两组矩之间的关系。对于每个基于任务的类别，图中展示了横轴上的净流动周期性变化（“净流动 o，经济扩张期- 净流动 o，经济衰退”）与纵轴上流入占所有职业流动者的比例的周期性变化之间的关系（$\Delta_{exp-rec}$ (流入o/所有流动)）。RM职业的净流出周期性响应最强，在经济衰退期间净流出增加；其流入比例的响应也最强，在经济衰退期间同样更高。相反，经济衰退期间净流入增幅最大、作为目的类别的流入增幅最大的，是NRM职业。

如图11b和表8所示，模型很好地捕捉了上述维度（i）、（ii）和（iii）上的共同变动。尤其是，仅使用一组按任务型职业类别索引的参数 ϵ_o，模型便很好地再现了周期性流入变动与净流动周期性变化之间的平均共同变动。图11b显示，对比数据和模型中的拟合回归线，两者的斜率非常相似：净流动每变化1%，流入就会相应变化超过2%。

全经济的周期性结果 就失业率、职位空缺、就业获得率和离职率的周期性特征而言，表9展示了模型与数据的完整相关性。模型的总体时间序列源于

所有劳动力市场中就业工人和失业工人的分布，以及代理人决策。顶部面板比较了数据和模型，使用的是季度数据的居中五季度移动平均时间序列。通过参数为1600的HP滤波，得到这些时间序列（对数）的周期性成分。结果表明，模型与数据非常吻合。底部面板比较了未经这种平滑处理的数据和模型。此时，模型中的职位空缺率和工作分离率远不如数据中的对应指标持久。这是因为模拟的生产率过程中采用了相对粗糙的网格；若细化生产率网格，校准所需的计算时间将难以承受。这意味着，z^s 和z^r 临界值函数相对于生产率网格的离散性，会导致职位空缺率和工作分离率过于频繁地变化。在季度数据上使用居中五季度移动平均，可以缓解这一特征，且不会进一步增加计算时间。不过，这样做的代价是模型中的职位空缺率（以及劳动力市场紧张度）的波动性从0.07降至0.05（从0.21降至0.17），而数据中的相应数值保持稳定。同样，在数据方面，以与模型一致的方式衡量、并考虑收入与项目参与调查（SIPP）中的删失后，就业获得率在季度频率上仍有些嘈杂。对该时间序列使用五季度移动平均进行平滑，有助于降低这种噪声。

正如正文（以及补充附录B.7）中所述，我们考察的是那些在两份工作之间处于失业状态的劳动者的失业率 （就业—失业—就业），因此可以直接衡量这些劳动者的职业流动。这一得到的就业—失业—就业 失业率 （就业—失业—就业/（就业—失业—就业 + 就业）），根据我们在正文中阐明的定义和限制条件，显著低于美国劳工统计局的3.5%（相较于6.3%），但其驱动了美国劳工统计局失业率的大部分变化。具体而言，我们发现，美国劳工统计局失业率每变动一个百分点，其中约0.75个百分点源自就业—失业—就业失业率的响应。这意味着，就业—失业—就业失业率的相对周期性响应远强于美国劳工统计局失业率的相对响应。事实上，经HP滤波的季度对数就业—失业—就业失业率的波动率为0.16，而同期相应的美国劳工统计局失业指标（其中包括从非劳动力参与状态流入的人员）为0.11。对于经5Q-MA平滑处理的时间序列，这一差异

表9：完整模型：对数化和HP滤波后的商业周期统计数据

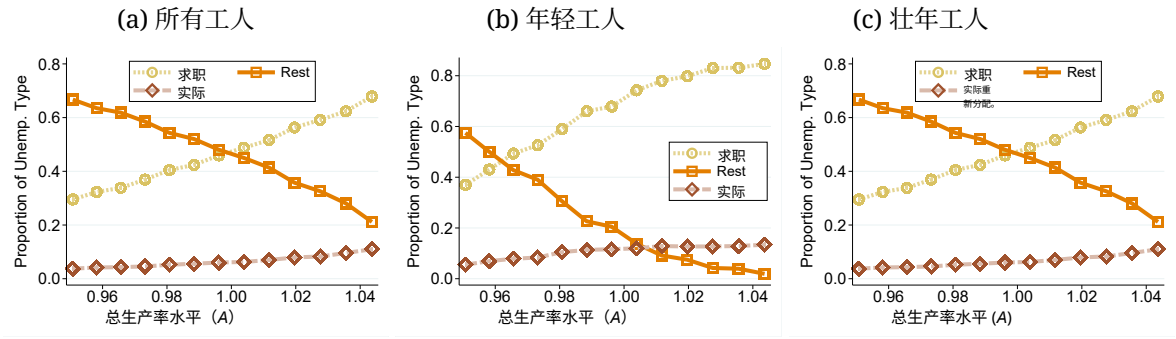
平滑处理数据：以5个季度为中心的移动平均时间序列季度数据												
	数据（1983—2014年）						全额模型					
	u	v	θ	s	f	*outpw*	u	v	θ	s	f	*outpw*
σ	0.15	0.11	0.25	0.10	0.09	0.01	0.14	0.04	0.17	0.07	0.09	0.01
ρ_{t-1}	0.98	0.99	0.99	0.94	0.93	0.92	0.93	0.91	0.92	0.88	0.93	0.88
	相关矩阵											
u	1.00	-0.95	-0.99	0.83	-0.86	-0.50	1.00	-0.66	-0.97	0.79	-0.89	-0.94
v		1.00	0.98	-0.79	0.81	0.61		1.00	0.80	-0.83	0.90	0.81
θ			1.00	-0.82	0.85	0.55			1.00	-0.84	0.96	0.97
s				1.00	-0.71	-0.43				1.00	-0.87	-0.91
f					1.00	0.40					1.00	0.94
outpw						1.00						1.00
未平滑处理的数据												
	u	v	θ	s	f	*outpw*	u	v	θ	s	f	*outpw*
σ	0.16	0.11	0.26	0.12	0.13	0.01	0.16	0.07	0.20	0.11	0.12	0.01
ρ_{t-1}	0.85	0.96	0.94	0.58	0.33	0.75	0.88	0.54	0.83	0.39	0.78	0.76
	相关矩阵											
u	1.00	-0.86	-0.98	0.69	-0.65	-0.38	1.00	-0.54	-0.96	0.52	-0.80	-0.89
v		1.00	0.95	-0.75	0.59	0.50		1.00	0.75	-0.74	0.85	0.78
θ			1.00	-0.74	0.65	0.44			1.00	-0.65	0.90	0.95
s				1.00	-0.57	-0.32				1.00	-0.79	-0.79
f					1.00	0.26					1.00	0.91
产出						1.00						1.00

来自 0.15 (就业—失业—就业) 到 0.10（美国劳工统计局）。上述内容还意味着，关注就业—失业—就业失业会进一步提高实现足够放大的门槛。尽管如此，表 9 显示我们的模型表现良好。

在模型中，我们还可以计算一种失业指标，将首次进入劳动力市场后发生的失业也纳入其中。与美国劳工统计局的指标相比，这一指标仍不包括职业生涯中重新进入劳动力市场的工人所经历的失业，也不包括此后退出劳动力市场、但在退出前曾经历失业的工人所带来的失业。将进入者计入失业后，模型中的平均总失业率升至 5.2%，波动率则降至 0.12（经 5 季度移动平均平滑处理）。这是因为采用这一失业指标时，从 就业—失业—就业 指标到美国劳工统计局失业指标的距离约为 60 %，其波动率也因此更接近美国劳工统计局指标。该替代失业指标的交叉相关性和自相关性统计数据与就业—失业—就业 失业指标非常相似。

该模型能够复现许多劳动市场变量的周期性行为，这归功于劳动者失业期内求职型失业、休息性失业和重新配置型失业阶段的并存。图12显示，汇总所有职业后，这些类型的失业阶段在不同取值下的分布

图12：失业分解——完整模型



与正文所示超额流动模型生成的分布非常相似。也就是说，当经济从轻度衰退走向强劲扩张时，求职型失业阶段最为常见。只有随着经济衰退加剧，休息性失业阶段才会变得更为常见。

图12的中间和右侧面板显示，在年轻工人和壮年工人中，该校准使求职和休息性失业在商业周期中的动态表现相似。因此，各年龄组的失业率、就业匹配率和离职率都具有较高且相近的周期性波动。具体而言，年轻群体和壮年群体的 u 波动率分别为 0.139 和 0.141；年轻工人和壮年工人的 f 波动率分别为 0.099 和 0.096；年轻工人的 s 波动率为 0.059，壮年工人的则为 0.063。下一节介绍超额流动模型的校准细节时，我们会再讨论这一点。

B.2 超额流动与周期性失业

为展示个体层面的职业—劳动者（z）生产率冲击对于完整模型复现许多劳动力市场变量的周期性行为的重要性，我们通过关闭职业整体异质性（水平和商业周期载荷）重新估计模型，实际上是在所有t时将$p_{o,t} = 1$ 设为常数。在这种情况下，劳动者在 o 职业中t 时的生产率，完全由总生产率A、劳动者—职业匹配生产率z 和职业专属人力资本x决定。在获知自己的z之前，劳动者不会（也不希望）偏好某个新职业而非其他职业。请注意，尽管我们将这一模型称为

表10：目标矩，超额流动模型

矩	模型	Data	矩	模型	数据
总人均产出均值	1.005	1.000	年轻群体/壮年群体的相对离职率	2.134	1.994
总人均产出的持续性，ρ_{outpw}	0.761	0.753	新近雇用者/全体劳动者的相对离职率	5.230	4.944
总人均产出的标准差，σ_{outpw}	0.0094	0.0094	就业者在3年内失业的概率	0.148	0.122
平均失业率	0.0355	0.0355	经验弹性匹配函数	0.522	0.500
流动者/留任者的平均失业持续时间	1.211	1.139	职业任职时长的5年普通最小二乘法回报	0.150	0.154
重复流动：留任后继续留在原职业	0.600	0.634	职业任职时长的10年普通最小二乘法回报	0.230	0.232
年轻群体/壮年群体的职业流动	1.162	1.163			
职业流动-持续时间曲线	图5a、b、c		失业生存率曲线	图5d、e	

“超额流动模型”，但只需施加一个外生转移矩阵，规定o 职业的劳动者观察到不同o'.[31] 职业中z 的概率，就可以轻易使其与观测到的平均净流动相一致。这与我们的完整模型形成对照：在完整模型中，职业生产率p_o,$p_{o'}$彼此不同，并会在经济周期中相对变化；作为回应，劳动者会改变其跨职业搜寻的方向。因此，完整模型可视为“内生净流动”模型，而超额流动模型则可视为“外生净流动”模型。

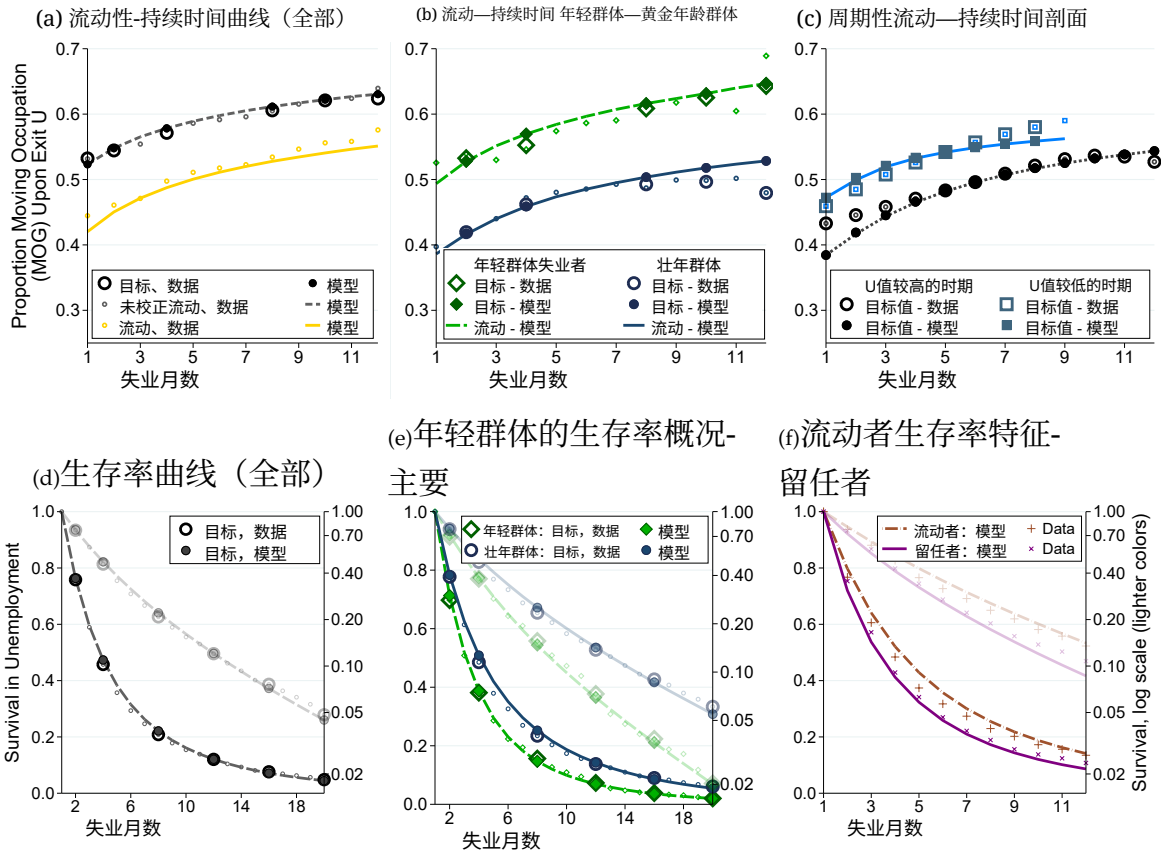
B.2.1 基准超额流动模型

该版本的模型对应于正文中的超额流动模型。除职业范围生产率差异和跨职业搜寻决策外，其他内容均与正文第3节中的描述一致。我们采用与正文第4节校准完整模型时相同的函数形式。这意味着，为了捕捉经济选择和总流动结果，我们现在需要恢复一组包含14个参数的参数集，其中 $[c、\ \rho_z、\ \sigma_z、\ z_{norm}]$ 决定了由特质性原因导致的职业流动（超额流动）； $[x^2, x^3、\ \gamma_d、\ \delta_L、\ \delta_H]$决定了职业人力资本的差异；其余参数$[k、\ b、\ \eta、\ \rho_A、\ \sigma_A]$ 则与标准DMP校准共用。我们通过匹配表10和图13a–13e中报告的矩，联合校准这些参数。 –

超额流动模型很好地匹配了目标职业流动矩，以及就业匹配和工作分离矩。其拟合效果与完整模型相当。该模型还很好地匹配了上一节讨论的非目标矩，包括工人的总职业流动和就业匹配危

[31]通过采用随周期变化的外生转移矩阵，我们也能够匹配观测到的周期性净流动。

图13：超额流动模型：数据与模型比较



险。为节省篇幅，此处未展示其他非目标矩的拟合结果，但可按需提供。本次校准得到的参数值也与完整模型中的参数值非常相似，分别为$c = 7.549$、$k = 125.733$、$b = 0.843$、$\eta = 0.241$、$\delta_L = 0.0034$、$\delta_H = 0.0004$、$z_{corr} = 0.349$、$\rho_A = 0.998$、$\sigma_A = 0.00198$、$\rho_z = 0.998$、$\sigma_z = 0.00707$、$x^2 = 1.181$、$x^3 = 1.474$，以及$\gamma_h = 0.0039$。

–

如正文所示，超额流动校准也能够拟合劳动力市场广泛的周期性特征。表11（下方）左侧面板展示了超额流动校准所得的失业率、空缺职位率、就业匹配率、离职率和劳动力市场紧张度的时间序列特征，以及它们之间的全部相关性。我们发现，超额流动模型的周期性含义与完整模型非常相似，正如正文所展示和讨论的那样。

图14：失业分解——超额流动模型

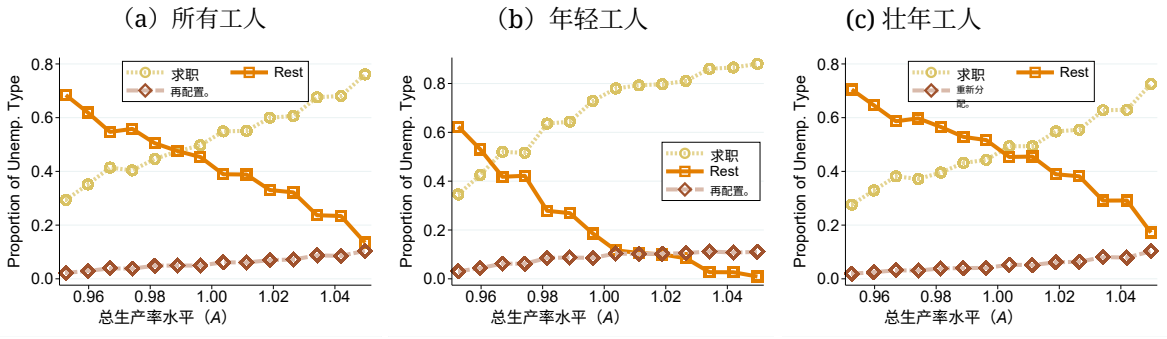
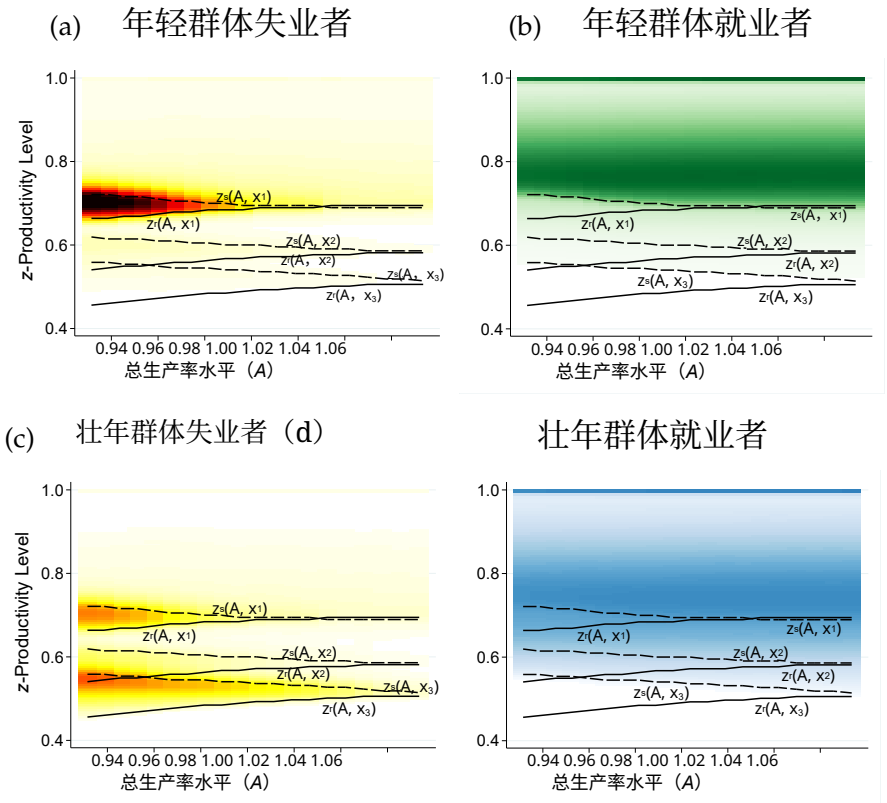


图15：按年龄组划分的就业与非就业分布及总生产率



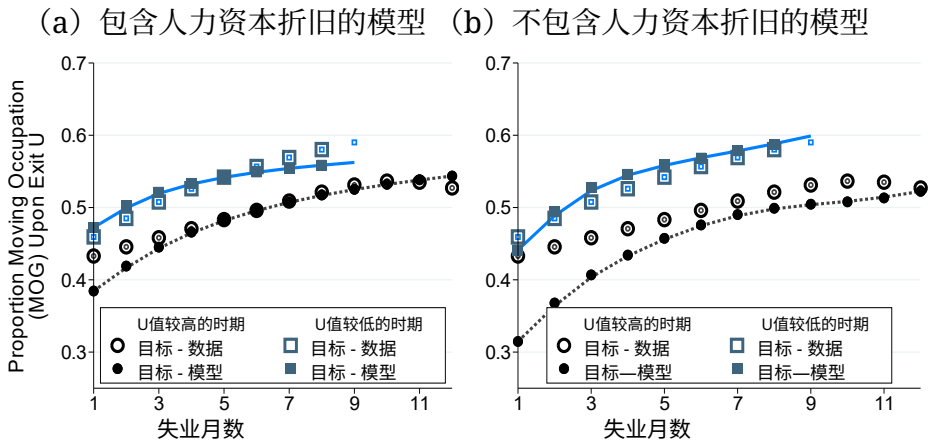
年龄模式 图14显示，无论是将所有工人合并考察，还是分别考察各年龄组（如完整模型所示），求职、休息和重新配置型失业阶段的发生都不只限于某一组。图15通过展示年轻工人和壮年工人中失业者与就业者的分布，更清晰地呈现了各年龄组的动态。图中显示，在经济衰退期间，年轻工人的失业集中在略高于$z^s(.,x^1)$ 的位置，并

位于 $z^s(., x^1)$和$z^r(., x^1)$ 之间。然而，在经济扩张期，失业位于 $z^s(.,x^1)$ 临界值之上。对于壮年工人而言，经济衰退期和经济扩张期的失业主要集中在$z^s(., x^3)$ 之上以及$z^s(., x^3)$和 $z^r(., x^3)$之间，但也集中在$z^s(., x^1)$ 和 $z^r(.,x^1)$ 临界值之间。这一差异意味着，在经济扩张阶段，壮年工人中仍普遍存在休息性失业现象，而对于年轻工人而言，这些现象基本消失（如图14所示），这与壮年工人较低的职业流动率相一致。

与完整模型一样，超额流动校准在各年龄组中得出了失业、就业匹配和离职率相似的周期性响应。在这两个模型中，这种情况的发生是因为估计得到的z-生产率过程使足够多的工人处于各自人力资本水平对应的 z^s 临界值附近。图15显示，与低人力资本工人的情况一样，许多高人力资本工人拥有较高的 z-生产率，但其中一些人的 z-生产率已经下降，使他们处于接近 $z^s(.,x^3)$的位置。其中一些高人力资本工人随后会离开该职业，但随着时间推移，接近 $z^s(.,x^3)$ 的工人存量将由那些当前拥有较高 z-生产率、但将在近期遭遇不利 z-实现值的工人得到补充。由于 $z^s(., x^3) < z^s(.,x^1)$ 高人力资本工人的平均离职水平较低，但这并不妨碍前述周期性响应的相似性。

鉴于显然超额流动模型本身就能够复现完整模型的许多关键特征，接下来我们将利用该模型开展两项重要分析。第一项分析突出说明人力资本折旧在减弱上述劳动力市场变量的周期性特征方面所发挥的作用，并促使我们将流动性—持续时间剖面的周期性变化作为一项目标。第二项分析考察这样一种情况下模型的定量含义：考虑到劳动者在失业期内不断变化的就业机会前景（由于z-生产率过程的随机性）可能与收入与项目参与调查（SIPP）中所定义的失业与非劳动力参与（或边缘劳动力）状态之间观察到的转变相关联。针对这项分析，我们利用包含不同类型非就业期的样本，重新计算所有相关的实证目标，这些非就业期包含了由pe-

图16：周期性流动—持续时间剖面与人力资本折旧的关系



失业和非劳动力参与时期。为节省篇幅，我们请读者参阅Carrillo-Tudela和Visschers（2020年）的工作论文，以了解两项分析中目标矩、拟合结果及估计的参数值。

B.2.2 人力资本折旧的重要性

为了估计全额流动模型和超额流动模型，我们使用了经济衰退期和经济扩张期不同持续时间下的流动性-持续时间曲线。这些模式使我们了解到失业期内职业人力资本折旧的速率。在正文中，我们认为，这些曲线对于帮助我们识别人力资本折旧参数 γ_h至关重要。其原因在于，不包含人力资本折旧的模型与包含折旧的模型会产生非常相似的长期矩，但会产生不同的周期性预测。为说明这一点，下面我们讨论不包含人力资本折旧的超额流动模型的结果。为了估计后者，我们将目标设定为与上述校准中所述相同的长期矩，但不将流动性-持续时间曲线的周期性行为作为目标。

我们发现，该模型的拟合效果非常好，与纳入人力资本折旧的模型相似。对于上述描述的相同非目标长期矩，该模型的匹配效果也很好。估计的参数值同样相近。此外，该校准结果表明，在各个职业人力资本水平下，劳动者的失业期内都可能出现求职、休息和重新配置型失业时期。

图16展示了超额流动模型与……之间的首个关键差异

表11：超额流动模型：HP滤波商业周期统计数据

	包含HC折旧的超额流动模型						不包含HC折旧的超额流动模型					
	u	v	θ	s	f	*outpw*	u	v	θ	s	f	*outpw*
σ	0.14	0.05	0.17	0.06	0.10	0.01	0.20	0.06	0.25	0.10	0.14	0.01
ρ_{t-1}	0.95	0.91	0.94	0.89	0.94	0.94	0.94	0.87	0.94	0.88	0.93	0.94
	相关矩阵						**相关矩阵**					
u	1.00	-0.72	-0.98	0.80	-0.89	-0.95	1.00	-0.62	-0.97	0.78	-0.89	-0.92
v		1.00	0.84	-0.81	0.94	0.85		1.00	0.76	-0.61	0.77	0.72
θ			1.00	-0.84	0.96	0.97			1.00	-0.78	0.94	0.93
s				1.00	-0.87	-0.90				1.00	-0.81	-0.84
f					1.00	0.95					1.00	0.89
产出						1.00						1.00

注：每个模型的总体时间序列源自所有劳动力市场中就业者和失业者的分布，并结合经济主体的决策。时间序列是季度数据的居中五季度移动平均序列，以平滑相对于网格较平坦的临界值中的离散性。对数时间序列的周期性成分通过使用参数为1600的HP滤波得到。

以及不包含职业人力资本折旧的模型。我们绘制了经济扩张期和经济衰退期间（分别对应低失业率和高失业率）的流动-持续时间曲线，其中图16a展示了包含人力资本折旧的模型所生成的流动-持续时间曲线，图16b展示了不包含人力资本折旧的模型所生成的曲线。后者发现，缺乏人力资本折旧意味着该模型在经济衰退期间几乎所有持续时间上都完全无法拟合该曲线，尤其是在持续时间较短时。正是这种拟合不足促使我们将流动-持续时间曲线的周期性模式作为目标纳入模型，从而帮助识别人力资本折旧率。

表11展示了第二个关键差异。与包含人力资本折旧的模型相比，不含折旧的模型会导致总失业、就业获得率和工作分离率的周期性波动更大。相较于数据，表9显示失业率和就业获得率的波动幅度过大。这是因为z^r 与z^s 之间的不行动区域呈现出过强的周期性。没有人力资本折旧时，随着经济好转，休息性失业比例会大幅下降，而搜寻与再配置失业比例则会更大幅上升。人力资本折旧会减弱这些影响，从而改善模型的拟合效果。

B.2.3 失业者与边际劳动力市场参与者

以往的校准基于这样一种解释展开分析：尽管目前处于休息性失业状态的劳动者无法找到工作，但由于他预计近期找到工作的概率仍为正，因此仍愿意求职（而不是待在家中无所事事），因为他仍面临着正的预期就业匹配概率——

表12：NUN 时期：HP滤波商业周期统计数据

	数据（1983—2014年）- NUN 时期						超额流动模型 - NUN 时期					
	u	v	θ	s	f	*outpw*	u	v	θ	s	f	*outpw*
σ	0.11	0.11	0.21	0.10	0.08	0.01	0.09	0.03	0.11	0.04	0.07	0.01
ρ_{t-1}	0.97	0.99	0.94	0.99	0.94	0.93	0.95	0.85	0.94	0.87	0.93	0.94
	相关矩阵						相关矩阵					
u	1.00	-0.92	-0.98	0.79	-0.96	-0.51	1.00	-0.51	-0.96	0.65	-0.81	-0.89
v		1.00	0.98	-0.79	0.94	0.61		1.00	0.72	-0.50	0.75	0.65
θ			1.00	-0.80	0.96	0.57			1.00	-0.68	0.89	0.92
s				1.00	-0.87	-0.43				1.00	-0.64	-0.80
f					1.00	0.46					1.00	0.86
outpw						1.00						1.00

详情请参见表11下的说明。

不过，从概念上说，休息性失业时期也可以扩展到涵盖边缘附着工人。为考察后者，我们将分析范围扩大，以更全面地把握失业者与边缘附着者的职业流动决策如何影响总失业的周期性。

我们通过重新估计超额流动模型，并利用收入与项目参与调查中标记为在失业与非劳动力参与之间转换的工人的非就业期重新计算目标值来实现这一点。我们考察至少包含一个失业时期的非就业期，并将其标记为“NUN”时期。为避免非劳动力参与中的产假及相关问题，我们将研究范围限定为男性。我们表明，在考察NUN时期时，该模型仍然能够再现观测到的非就业率中的周期性放大现象。[32]

在这种情况下，拟合效果依然非常好，尽管与失业期相应的模式相比，NUN 时期的生存概率在持续时间较长时显著上升；这一现象在所有工人以及各年龄组中均如此。估计参数值总体上也与此前版本的超额流动模型相近，且变化方向符合预期。z 过程现在波动性略高，但较高的再配置成本意味着z^s 与z^r 之间的不行动区域（相对而言）也更大。后者使工人更有可能在静止型失业阶段中“陷入”更长时间，从而导致所有工人、年轻群体和壮年群体的生存函数上升，这与数据中观察到的情况一致。

[32]这里我们同样关注至少持续一个月的失业期，以及称自己“没有工作”的工人，与失业期的这些样本限制保持一致。

表12展示了这项分析的主要结论。该模型仍能生成非就业率、就业获得率和工作分离率的周期性变动，同时还能产生较强的贝弗里奇曲线。具体而言，非就业率和就业获得率的周期性波动幅度与数据相同。与此前的估计一样，我们也发现，非就业率之所以会放大，是因为模型生成了求职型、静止型和重新配置型失业时期，而它们的相对重要性会随经济周期变化。

在我们的分析中纳入边缘附着工人，会提高正常时期休息性失业的总体重要性。这与以下事实相符：与基准失业率和就业获得率指标相比，在这些时期，非就业率较高，而相应的就业获得率较低。此外，这一版本的模型仍需像之前一样容纳短期流出，且主要通过求职型失业阶段来实现。因此，随着A上升，休息性失业的比例下降得较慢。即使在总生产率最高时，休息性失业仍十分普遍，在非就业期的所有阶段中约占40%，其中壮年工人发挥着重要作用。总的来说，我们发现，纳入 NUN 时期的超额流动性模型版本具有较高的非就业率，但其周期性低于基准模型。这与数据相符：我们观察到，非就业的周期性低于失业的周期性。

B.3 职业流动的重要性

为了证明纳入z^r 临界值对于同时 再现失业持续时间分布和总体失业率的周期性行为的重要性，我们通过关闭职业流动重新估计模型。具体做法是将c 外生设定为一个禁止性水平。我们提出两种校准。模型I以与完整模型中相同的矩为目标，但不包括与职业流动有关的矩。[33] 模型2的选择旨在实现一个

[33]为尽可能使模型I的估计与之前的估计具有可比性，我们继续以职业流动回报为目标，来确定人力资本水平，x^2 和 x^3。在没有职业流动的情况下，根据研究目的，人力资本也可以解释为一般人力资本，而非职业特定人力资本。从这个意义上说，以一般经验回报为目标会更合适。不过，对一般经验的OLS回报与 Kambourov and Manovskii (2009) 估计的职业人力资本OLS回报进行比较_久久爱

Table 13：无再配置模型：HP滤波商业周期统计数据

	无职业流动 - 模型I						无职业流动 - 模型II					
	u	v	θ	s	f	$outpw$	u	v	θ	s	f	$outpw$
σ	0.04	0.02	0.06	0.03	0.03	0.01	0.10	0.03	0.12	0.07	0.05	0.01
ρ_{t-1}	0.94	0.85	0.93	0.83	0.87	0.94	0.94	0.85	0.94	0.89	0.89	0.94
	相关矩阵						相关矩阵					
u	1.00	-0.42	-0.93	0.71	-0.77	-0.86	1.000	-0.57	-0.98	0.83	-0.79	-0.96
v		1.000	0.72	-0.26	0.58	0.60.		1.00	0.73	-0.60	0.72	0.66
θ			1.00	-0.65	0.82	0.90			1.00	-0.85	0.84	0.97
s				1.00	-0.52	-0.71				1.00	-0.85	-0.89
f					1.00	0.74					1.00	0.84
$outpw$						1.00						1.00

详情请参见表11下的说明。

总失业率的周期性波动较高，但对偏离目标的容忍度更高。

模型I 为节省篇幅，我们的工作论文 Carrillo-Tudela 和 Visschers（2020年）展示了目标矩、模型拟合情况以及估计参数值。在几乎所有对应维度上，该模型的拟合效果与全额流动模型和超额流动模型大致相当。估计参数基本合理。有两个关键特征尤为突出：（i）求职摩擦的作用现在更大，因为模型估计出的参数值更高，$k = 195.58$；（ii）z 过程的持续性现在较低 $\rho_z = 0.9923$，且在平稳分布中的方差大得多 $\sigma_z = 0.0300$，从而产生了或许过大的Mm 比率 2.28。[34] 然而，表13中“无职业流动——模型I”一栏显示，该模型无法在所有相关劳动力市场变量上产生足够的周期性波动。

表14进一步显示，模型I无法再现短期或长期失业持续时间下观测到的季度平均失业持续时间分布（面板 A），也无法捕捉该分布的周期性行为（B面板）。虽然模型I与职业流动模型再现了相同的失业生存函数，但它们生成的不完整持续时间分布却各不相同。这是因为生存函数是通过汇总整个样本计算得出的，而1至18个月的不完整失业期分布则是逐季度计算后，再对各季度取平均值。模型I生成的长期——

来自 PSID（见其表 3，对比第 1 列与第 3 列或第 6 列与第 8 列），这表明这种偏差应当是适度的。根据他们的估计，一般经验的 5 年回报约为 0.19，而 10 年回报约为 0.38。[34]在此背景下，z-生产率过程可以解释为影响劳动者总体生产率的个体特质生产率冲击，而不是劳动者在某一职业内的个体特质生产率。

表14：不完整失业持续时间分布行为

面板 A：不完整失业分布（1-18个月）												
	所有工人				年轻工人				壮年工人			
失业	Occ	无发生次数。	无发生次数。	Data	发生次数。无	发生次数。	无发生次数。	Data	发生次数。非就业。		无发生次数。	Data
持续时间	模型	模型I	模型II		模型	模型I	模型II		模型	模型I	模型II	
1-2 m	0.43	0.38	0.36	0.43	0.53	0.45	0.36	0.47	0.41	0.35	0.36	0.41
1-4 m	0.65	0.58	0.56	0.67	0.76	0.67	0.55	0.71	0.63	0.56	0.56	0.65
5-8个月	0.20	0.22	0.22	0.20	0.16	0.19	0.22	0.19	0.21	0.23	0.22	0.21
9-12个月	0.09	0.11	0.12	0.08	0.05	0.08	0.12	0.07	0.10	0.12	0.12	0.09
13-18个月	0.06	0.09	0.10	0.05	0.03	0.06	0.11	0.03	0.07	0.09	0.09	0.06

B面板：不完整失业分布的周期性变化（1-18个月）								
	相对于u的弹性				相对于u的HP滤波半弹性			
失业	Occ	无发生次数	无发生次数	Data	Occ	无发生次数	无发生次数	Data
持续时间	模型	模型I	模型II		模型	模型I	模型II	
1-2 m	-0.450	-0.328	-0.265	-0.464	-0.155	-0.122	-0.099	-0.169
1-4 m	-0.321	-0.241	-0.186	-0.363	-0.168	-0.134	-0.107	-0.184
5-8 个月	0.414	0.148	0.119	0.320	0.067	0.046	0.040	0.076
9-12 个月	1.102	0.422	0.300	0.864	0.058	0.049	0.039	0.072
>13 m	1.817	0.752	0.504	1.375	0.044	0.039	0.029	0.043

期失业（9至12个月）比数据中高出约50%，而在更长的持续时间下，差异甚至更大，约为80%。也就是说，该模型通过在典型季度内生成过于分散的失业持续时间来匹配失业生存函数，尤其是产生了过多的长期失业期；但其分布对经济周期的反应却不足。

模型II 然而，如果愿意牺牲对总体和按年龄划分的生存函数的拟合度，不包含职业流动的模型便能够产生更大的周期性波动。为说明这一点，我们通过降低这些生存函数的重要性，重新估计了模型。关于该模型的拟合情况和估计参数值，我们再次请参阅 Carrillo-Tudela 和 Visschers（2020）。我们在那里指出，年轻工人和壮年工人的失业生存函数不再得到很好的拟合。该模型无法匹配年轻工人较长持续时间和壮年工人较短持续时间时的分布，因此不同年龄群体的就业匹配风险率差异几乎消失。不过，现在搜寻摩擦程度较低，$k = 102.019$，且z 过程的持续性更强，$\rho_z = 0.993$，其总体离散程度也远低于模型I，为$\sigma_z = 0.0132$。正是这些后一类特征，使模型II能够产生更大的周期性波动，如表12右侧面板所示。

表14的面板A——无发生次数。模型II显示，在平均季度中，该模型仍会产生过多的长期失业（13-18个月），其中长期失业者的比例（在失业期介于1-18

月份）对于年轻工人和壮年工人而言，所有情况都存在较大幅度的偏差。此外，表14的B面板显示，这一特征也反映在失业持续时间分布较为温和的周期性响应中。在这里，我们还发现，模型II相对于失业率的半弹性在整个持续时间分布上的平均偏差约为40%。[35]

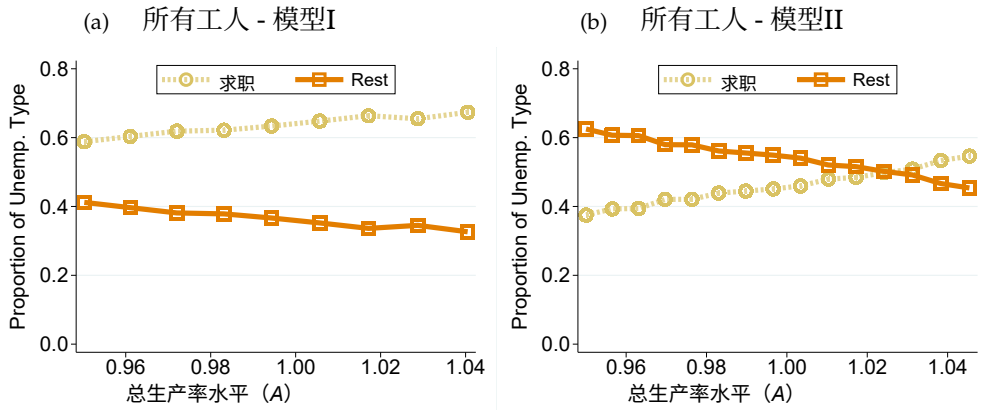
讨论 这些校准表明，如果没有z^r 临界值版本，我们的无职业流动模型无法解决个人失业结果与总量失业波动之间的矛盾。这是因为，在不可能进行职业流动的情况下，新的不行动区域由$z \in [z、z^s]$的集合定义，其中z 是z的最低值，而其周期性响应现在完全取决于 $\partial z^s/\partial A$。

对于模型I而言，一个持续性较低且波动性大得多的z 过程，造成了足够大的失业持续时间异质性，使其能够在总体层面以及不同年龄组之间匹配经验性的失业生存函数。然而，相对于A的经济周期范围，它也增加了z生产率的异质性。这削弱了模型的周期性表现，因为相对于劳动者的z 分布而言，它意味着z^s 临界值的响应性较低，从而削弱了离职以及劳动者离开不行动区域的比率的周期性响应。此外，图17.a显示，随着职位发布成本上升，求职型失业在经济周期的任何时点都比休息性失业更加突出。更大的搜寻摩擦意味着更大的盈余，因此进一步降低了模型的周期性响应性。

模型II的周期性表现增强，是因为其估计的z 过程变得更加持久且波动性更低，从而形成响应性更强的z^s 截断点，导致离职呈现出更强的周期性响应，同时在所有A下产生多得多的休息性失业阶段。图17.b显示，即使在经济复苏期间，休息性失业阶段如今也比求职型失业阶段更加突出。只有在A 的值最高时，求职型失业阶段才……

[35]在这些版本的模型中，持续时间超过18个月的失业期的行为，也可能会对总体失业率产生超出实证依据的影响；尤其是在进入经济衰退时，持续性可能会导致“先入后出模式”：那些在衰退初期失去工作的人会经历非常长期的失业期。我们重点关注持续时间不超过18个月的失业期分布，因为收入与项目参与调查中的删失问题限制了我们准确考察整个经济周期中非常长期失业期行为的能力。

图1 17:　失业分解——不含职业流动性的模型　　y



就业的作用更为突出，但优势相对较小。随着z^s 临界值的响应性增强，总量冲击现在能够使更多工人从休息性失业转入求职型失业阶段，从而产生更大的放大效应。这一结果与 Chassamboulli（2013）一致。该研究通过在 DMP模型中加入工人之间的永久生产率差异对其进行扩展，并表明，与数据相比，这一特征提升了模型的周期性表现。然而，表14表明，这种改进是以无法匹配失业持续时间的分布，也无法匹配该分布随经济周期变化的动态行为为代价的。[36] 因此，在模型II中，随着总生产率在决定休息性失业规模方面发挥更为重要的作用，平均失业率对经济周期的响应更强；但支撑这些动态变化的个体失业结果却不符合实际。

职业流动的可能性本可以为处于非就业阶段的工人提供另一种摆脱不行动区域、加快重新就业的途径。因此，个人层面的失业持续时间依赖性（给定总量状态）不仅受z^s 影响，也受与z^r之间距离的影响。此外，由于z^r 临界值在经济周期不同阶段与z^s 之间的距离各不相同，因此会形成一个对经济周期更敏感的不行动区域。也就是说，职

[36]从上述讨论外推似乎可以得出这样的结论：如果一个模型包含永久性异质性，并且所有进出休息性失业的变动都由总生产率变化引起，那么它无法化解周期表现与拟合失业持续时间分布的矩之间的矛盾。原则上，我们的估计允许并已在其程序中评估具有近乎永久性的z-生产率过程（即持续性接近 1）的参数组。然而，与模型II相比，这些参数组对我们所针对的个体层面的失业结果造成了更大的偏离。

业流动会形成一个对工人异质性和商业周期都更具响应性的不行动区域，从而化解上述讨论中的矛盾。

参考文献

[1] Carrillo-Tudela, Carlos 和 Ludo Visschers（2020年）：《商业周期中的失业与内生离职》。IZA 讨论论文第 13307 号，德国。[2] Chassamboulli, Andri（2013）：《具有工人异质性和内生离职的匹配模型中的劳动力市场波动》。《劳动经济学》，24：217-229。[3] Kambourov, Gueorgui 和 Iourii Manovskii（2009年）：《人力资本的职业专用性》。《国际经济评论》，50(1)：63-115。

补充附录

补充附录 A：职业编码错误及其修正

本附录补充论文第2节的内容，并扩展在线附录 A。我们在此量化编码错误对非就业期结束后职业变动概率的影响程度。具体采用两种方法。（1）我们利用1985年和1986年 SIPP 面板中从独立访谈转为依赖式访谈的变化，这两个面板在1986年2月至1987年4月期间有所重叠。访谈方式的变化使我们能够估计混淆矩阵 $\mathbf{\Gamma}$，其元素表示劳动者的真实职业i 被误编码为另一职业j的概率。（2）接着，我们利用 PSID 中针对职业代码进行的回溯编码练习。回溯编码改进了对1970年代获得的职业代码的分类，但未影响随后年份获得的代码（另见 Kambourov 和 Manovskii（2008））。我们使用概率模型估计回溯编码对职业变动概率的平均影响。

在这些数据集中，我们得出了非常相似的结论。我们的校正方法表明，在收入与项目参与调查（SIPP）中，再就业后的观测到的波次间职业转换平均有82%是真实的，其中每个调查波次涵盖4个月的时间间隔。相比之下，将更换雇主者和未更换雇主者合并在一起时，我们发现所有工人中观测到的变动仅有40%是真实的。同样，PSID中的回溯编码表明，再就业后的观测到的逐年职业转换有84%是真实的。将更换雇主者和未更换雇主者合并在一起时，回溯编码表明真实的比例仅为44%。一个关键的认识是，相同的职业误编码倾向对更换雇主者和雇主留任者所测得的职业变动产生了截然不同的影响。这一点非常重要，因为这意味着不能使用从合并样本中获得的误差校正估计，来调整那些经历失业期后更换雇主者的职业流动统计。

我们使用估计得到的 $\mathbf{\Gamma}$-校正矩阵，消除编码错误对根据收入与项目参与调查获得的失业者职业流动统计的影响。我们表明，职业编码错误会增加观测到的超额流动，并

降低了净流动的重要性（另见 Kambourov 和 Manovskii，2013）。这也使职业流动看起来对失业持续时间和商业周期的反应较弱。在补充附录B中，我们使用收入与项目参与调查来评估通过我们的 Γ 校正方法得出的职业流动模式的稳健性。为此，我们采用两种替代方法衡量职业流动：（i）再就业时主要职业和主要行业群体的同步流动；（ii）从专题模块中获取的自我报告职业任期持续时间。第一种衡量方式被认为较少受错误编码影响，因为通常需要在两个维度上同时出现错误。第二种方式反映劳动者对职业流动的主观认知，并不以职业编码为依据。我们发现，通过将分类误差模型应用于收入与项目参与调查、PSID 中的回溯编码以及这些替代衡量方式所得到的职业流动模式，呈现出非常一致的图景。

A.1 分类误差模型

在正文第2.1节中，我们定义了矩阵 $\mathbf{\Gamma}$，其元素表示职业i 被错误编码为职业j的概率，其中i、j $=1, 2, ..., O$。有大量文献研究分类误差模型。Magnac and Visser（1999）指出了两个主要分支。第一类研究基于对测量误差过程的假设以及有关误差率的辅助数据，并假设可以直接从辅助数据中观测到误差率（参见 Abowd and Zellner，1985，Poterba and Summers，1986，以及 Magnac and Visser，1999 等）。第二类研究不依赖有关误差率的辅助数据，而是在存在错误分类数据的情况下估计参数模型；这些模型可以是简化式统计模型（参见 Hausman等人，1998 等），也可以是结构经济模型（参见 Kean and Wolpin，2001，Sullivan，2009，Roys and Taber，2017 等）。

我们的分类误差模型借鉴了 Abowd and Zellner（1985年）和 Poterba and Summer（1986年），采用混淆矩阵来捕捉工人分类中的错误。这些作者研究了当前人口调查中个人就业状态的错误分类，并使用最初报告的就业状态。

访谈日期、再次访谈日期（发生在初次访谈后一周）以及 CPS 提供的核对信息，使他们能够直接观察混淆矩阵。他们的关键假设是，核对信息提供了个人真实的劳动力市场状态。相比之下，我们没有辅助信息来直接还原混淆矩阵。我们的难点在于估计混淆矩阵。

我们的分类误差模型也与 Sullivan（2009）有关，因为这两种方法都能估计职业混淆矩阵。不同的是，我们的方法在识别时不依赖经济主体观察到的最优选择。相反，仅凭职业转换就可以估计错误编码，无需工资方面的额外信息，而工资本身也可能存在测量误差。因此，与 Sullivan（2009）的方法相比，我们的方法更容易实施；后者依赖耗时的模拟极大似然方法，最终会限制所估计混淆矩阵的规模。这一点很重要，因为在估计我们的经济模型时，它可以降低整体计算负担。

为识别和估计 $\mathbf{\Gamma}$，我们作出三个假设：

(*A1*) 独立分类错误：在真实职业条件下，职业代码的实现不取决于工人的劳动力市场经历、人口统计特征，也不取决于其在样本中出现的时间。这一假设也见于 Poterba and Summers (1986) 和 Abowd and Zellner (1985)，并且与独立访谈相一致。在独立访谈的标准实践中，专业编码员依据受访者对工作活动的逐字描述进行编码，而不考虑受访者的人口统计特征或早期工作经历。[37] 然而，受访者引入的错误可能与其特征相关。假设 *A1*意味着，个人逐字回答中的错误完全由这些个人所从事工作的性质所决定，因此只取决于其真实 职业。假设 *A1* 的另一个推论是，$\mathbf{\Gamma}$ 不随时间变化。这一点很重要，因为我们将在所有年份中应用校正方法

[37]例如，在1980年代和1990年代，PSID 中的独立职业编码在进行时并未参考受访者的特征或工作经历。不过，在对1970年代职业代码进行回溯编码练习时，则使用了这些信息。

的样本，并且人们可能会担心，20世纪80年代估计的编码错误是否与20年后发现的错误相似。在第4节（下文）中，我们将进一步探讨这些推论。

(假设 *A2*) 错误编码中的“细致平衡”：**对角**(**c**)**Γ** 是对称的，其中**c** 是一个*O*x1 向量，用于描述工人在各职业之间的分布，而**对角**(**c**) 是**c**的对角矩阵。该假设被称为“细致平衡”。它意味着，真实职业为*i* 却被错误编码为*j* 的工人数，与真实职业为*j* 却被错误编码为*i*的工人数相同，因此职业的总体规模不会因编码错误而发生变化。该假设使我们能够对 Γ 求逆，从而有助于我们的识别论证。尽管这一假设无疑很强，但它是 Keane和 Wolpin（2001）提出的假设的较弱版本，随后 Roys 和Taber（2017）也使用该假设来纠正职业错误编码。我们将在第4节中重新讨论假设 *A2* 。

(假设 *A3*)严格对角占优： **Γ** 是严格对角占优的，即对于所有$i = 1$、2、.....、O，$\gamma_{ii} > 0.5$。该假设也出现在Hausman等人（1998）的研究中，并意味着正确编码给定职业*i* 的可能性高于将其错误编码的可能性。相反的情况将意味着职业流动率的幅度与我们的数据不一致。事实上，我们直接从数据中推导出了编码错误的上界，并发现假设 *A3* 在我们的数据中得到验证。

为估计 **Γ** ，我们利用1985年和1986年收入与项目参与调查面板之间调查设计的变化。在1985 年面板之前，收入与项目参与调查对所有工人采用独立访谈：在每一调查波次中，所有工人都被要求重新描述自己的工作，而不参考更早日期给出的答案。随后，编码员会考虑该调查波次的逐字描述，并分配职业代码。这种做法已知会产生职业编码错误。相反，在1986 年面板中，这种做法改为依赖式访谈（见 Lynn 和 Sala，2007 年；Jäckle，2008年；以及 Jäckle 和Eckman，2020年）。只有当受访者报告雇主变更，或报告在过去8个月内雇主未变更但主要工作活动发生变化时，才会要求他们“独立地”描述自己的职业。如果受访者声明雇主和主要工作活动均未发生变化，则将上一轮分配给该受访者的职业代码沿用至当前调查波次。

这是 im 需要注意的是，在1986年2月至1987年4月期间，1985年和198 6

面板重叠，代表在不同调查设计下的同一总体。我们在下一节中建立的识别理论针对这一总体。随后，我们将展示如何使用总体样本一致地估计 $\mathbf{\Gamma}$ 。

A.1.1 对 $\mathbf{\Gamma}$ 的识别

考虑在重叠时期由1985年/86面板所代表的总体，并根据个人是否更换雇主或活动，将其在连续访谈之间划分为两组。将那些在两次访谈中都留在其雇主处且未改变活动的工人标记为“雇主/活动留任者”。依设计，该组仅包含实际职业留任者。同样，将那些更换雇主或在其雇主内部改变活动的工人标记为“雇主/活动变更者”。依设计，该组包含所有实际职业流动者，以及更换了雇主的实际职业留任者集合。

假设我们将对该总体中的雇主／活动留任者进行依赖式访谈，方法与1986 年面板中所采用的方法相同。令 c_s 表示描述其在各职业之间真实分布的 Ox1 向量，并令 $M_s = \text{diag}(c_s)$。在下文中，我们将采用如下约定：M矩阵的第 (i,j)个元素表示从职业i流向职业j的流量。令c_s^D表示在依赖式访谈下描述其在各职业之间观测分布的 Ox1向量，并令 $M_s^D = \text{diag}(c_s^D)$。注意，$c_s^D = \mathbf{\Gamma}' M_s \vec{1}$，其中 $\vec{1}$表示一个全为 1的向量。M_s在左侧乘以 $\mathbf{\Gamma}'$，因为真实职业在连续两次访谈中的第一次访谈中本应被错误编码。“总体平衡”是 A2的一个较弱版本，它意味着 $c_s^D = \text{diag}(c_s)\mathbf{\Gamma}\vec{1} = c_s$，因此 $M_s^D = M_s$。[38]

接下来，假设我们转而对该总体中的雇主／活动留任者采用1985 年面板所使用的独立访谈方式。令$\mathbf{M_s^I}$表示包含这些劳动者在独立访谈下观察到的职业转换流动的矩阵。在这种情况下，$\mathbf{M_s^I} = \mathbf{\Gamma}' \mathbf{M_s} \mathbf{\Gamma}$。这里，$\mathbf{M_s}$ 左乘 $\mathbf{\Gamma}'$ 并右乘 $\mathbf{\Gamma}$，以考虑到观察到的来源职业和去向职业会受到编码错误的影响。

[38]总体平衡只要求分类错误不会改变职业总体分布，而不像假设 *A2*中的细致平衡那样，还要求职业间双向流动不变。

令$\mathbf{M_m}$ 表示包含该总体中雇主/活动变更者实际职业转换流动的矩阵。$\mathbf{M_m}$ 的对角线描述了雇主/活动变更者中实际职业留任者在各职业之间的分布。非对角线元素包含所有实际职业流动者的流动。在独立访谈下，我们观察到$\mathbf{M_m^I = \Gamma' M_m \Gamma}$。同样，由于观察到的来源职业和去向职业会受到编码错误的影响，$\mathbf{M_m}$ 左乘 $\mathbf{\Gamma'}$ 并右乘 $\mathbf{\Gamma}$ 。

令 $\mathbf{M^I = M_m^I + M_s^I}$ 表示在独立访谈下两个访谈日期之间总体职业转换流量构成的矩阵，可得 $\mathbf{M_s^I = M^I - M_m^I = \Gamma' M_s \Gamma}$。根据 $\mathbf{M_s}$ 的对称性和“详细平衡”（假设 A2），有 $\mathbf{M_s \Gamma = \Gamma' M_s' = \Gamma' M_s}$。代回可得 $\mathbf{M_s^I = M_s \Gamma \Gamma}$。接下来注意到 $\mathbf{M_s^I = M_s T_s^I}$, 其中 $\mathbf{T_s^I}$ 是在独立访谈下观察到的该总体中雇主/活动留任者的职业转换概率矩阵。代入可得 $\mathbf{M_s T_s^I = M_s \Gamma \Gamma}$。两边乘以 $\mathbf{M_s^{-1}}$；只要 $\mathbf{M_s}$ 的所有对角元素均非零，该矩阵就存在。由此得到我们用于估计 $\mathbf{\Gamma}$的关键关系：

$$\mathbf{T_s^I = \Gamma \Gamma}. \tag{8}$$

要使用这个方程，我们首先需要证明它蕴含 $\mathbf{\Gamma}$的唯一解。为此，我们现在证明 $\mathbf{\Gamma}$ 和 $\mathbf{T_s^I}$ 均可对角化。对于后者，将上文所述的编码错误过程视为马尔可夫链会有所帮助，其中 $\mathbf{\Gamma}$ 是与该过程对应的一步转移概率矩阵。

L引理 A.1： 假设 *A2* 和 *A3* 意味着 $\mathbf{\Gamma}$ 和 $\mathbf{T_s^I}$ 可对角化。

证明。 首先请注意，不失一般性，我们可以假设一步转移概率矩阵 $\mathbf{\Gamma}$ 是不可约的。为说明这一点，假设 $\mathbf{\Gamma}$ 不可约，则我们可以（不失一般性地）对 $\mathbf{\Gamma}$ 中的职业应用置换矩阵进行重新排序，从而构造一个分块对角的 $\mathbf{\Gamma'}$，其中每个块都是不可约的，且可单独考察。由假设 *A3*可直接推出， $\mathbf{\Gamma}$ 是非周期的。此外，假设假设 *A2* 意味着$\mathbf{c_s}$ 是 $\mathbf{\Gamma}$ 的平稳分布。因此，马尔可夫链基本定理意味着$\mathbf{c_s}$ 是 $\mathbf{\Gamma}$ 的唯一 平稳分布。假设假设 *A2* 还意味着，由此刻画的马尔可夫链

by $\mathbf{\Gamma}$ 相对于 c_s是可逆的。这意味着 $\mathbf{\Gamma}$ 在矩阵意义上与一个对称矩阵 G 相似，其中 $G = diag(\sqrt{c_s})\ \mathbf{\Gamma}\ diag(\sqrt{c_s})^{-1}$。由对称性，G 可由$Q\Delta Q^{-1}$正交对角化，其中对角矩阵 $\mathbf{\Delta}$ 包含相应的（实）特征值，而 Q 是由相应（归一化）特征向量组成的正交矩阵。因此可知，$\mathbf{\Gamma}$ 也可对角化。此外，$T_s^I = diag(\sqrt{c_s})^{-1}\ G\ G\ diag(\sqrt{c_s}) = diag(\sqrt{c_s})^{-1}\ Q\ \mathbf{\Delta^2}\ Q^{-1}\ diag(\sqrt{c_s})$，因此 T_s^I 也可正交对角化，其平方根为 $P\mathbf{\Lambda}^{0.5}P^{-1}$，其中 $\mathbf{\Lambda}$ 是 T_s^I的特征值对角矩阵，P 是由 T_s^I的特征向量组成的相应正交矩阵。

□

通常无法保证某个转移矩阵存在唯一的、甚至任何一个作为另一转移矩阵的 (nth) 次方根（参见 Higham and Lin，2011年）。然而，在这里，存在性可通过构造得到：$\mathbf{T_s}$ 由 $\mathbf{\Gamma}$构造而成，反过来，我们也可以求出它的方根。下一个结果表明，$\mathbf{T_s}$ 有一个满足假设假设 *A2* 和假设 *A3*的唯一方根。

命题 A.1： $\mathbf{\Gamma}$ 是满足假设 *A2* 和 *A3* 的$\mathbf{T_s^I = \Gamma\ \Gamma}$ 的唯一解。其形式为$\mathbf{P\Lambda^{0.5}P^{-1}}$，其中 $\mathbf{\Lambda}$ 是特征值为$\mathbf{T_s^I}$的对角矩阵，$0 < \lambda_i \leq 1$，而$\mathbf{P}$ 是由对应的（归一化）特征向量构成的正交矩阵。

证明。根据引理 A.1 的证明，T_s^I 的一个方根为 $P\mathbf{\Lambda}^{0.5}P^{-1}$，其中 $\mathbf{\Lambda}$ 是特征值为 T_s^I 的对角矩阵，P 是由对应的（归一化）特征向量构成的正交矩阵。由于假设 A3 意味着 $\mathbf{\Gamma}$ 严格对角占优，因此其所有顺序主子式的行列式均为正。此外，通过对角矩阵 $diag(\sqrt{c_s})$、$diag(\sqrt{c_s})^{-1}$进行前后乘法所作的相似变换后，对称矩阵 $G = diag(\sqrt{c_s})\ \mathbf{\Gamma}\ diag(\sqrt{c_s})^{-1}$ 的所有顺序主子式的行列式也均为正。因此，G 是一个对称正定矩阵（其所有特征值均介于 0 和 1 之间，如 $\mathbf{\Gamma}$所示）。由此可知，$G\ G = S$ 也是正定的，并且 $T_s^I = diag(\sqrt{c_s})^{-1}\ S\ diag(\sqrt{c_s})$ 在如下意义下是正定的：对所有 $v \neq \mathbf{0}$，均有 $v'\ T_s^I\ v > 0$；同时，T_s^I 的所有特征值也均介于 0 和 1 之间。

为证明$\mathbf{T_s^I}$ 平方根的唯一性，假设（为导出矛盾）存在两个不同的根 $\mathbf{\Gamma}$ 和 $\mathbf{Y}$，它们各自与不同的对称正定矩阵$\mathbf{G}$ 和$\mathbf{Y}$相似（就矩阵而言），且采用相同的、涉及 $\mathbf{diag}(\sqrt{c_s})$的变换，其中$\mathbf{G\ G = S}$ 且$\mathbf{YY = S}$。$\mathbf{G}$ 和$\mathbf{Y}$

均可对角化，且其对角线上是 S 的特征值的平方根。由于特征值的平方必须与 S 的特征值相等，并且假设 A2 和 A3 意味着所有特征值都必须介于 0 和 1 之间，因此不失一般性，我们可以令两种对角化具有相同的对角矩阵 $\mathbf{\Delta}$，其中 $\mathbf{\Delta}$ 是 $\mathbf{T_s^I}$的特征值组成的对角矩阵，这些特征值通过适当的置换矩阵进行置换相似变换后按序排列。令 $\mathbf{G = H\Delta H^{-1}}$ 且 $\mathbf{Y = K\Delta K^{-1}}$。于是可得 $\mathbf{K^{-1}H\Delta^2 H^{-1}K = \Delta^2}$；又由于 $\mathbf{K^{-1}H}$ 与 $\mathbf{\Delta^2}$ 可交换，因此 $\mathbf{K^{-1}H}$ 是一个分块对角矩阵，其各块的大小对应于平方特征值的重数。同样，由于 $\mathbf{\Delta}$ 的所有特征值均为正数，这等于特征值 δ_i 本身的重数。但这意味着必有 $\mathbf{K^{-1}H\Delta H^{-1}K = \Delta}$。于是，$\mathbf{G = H\ \Delta\ H^{-1} = KK^{-1}H\ \Delta\ H^{-1}KK^{-1} = K\ \Delta\ K^{-1} = Y}$，由此导致矛盾。

□

上述结果表明，在假设 *A2* 和*A3*下，$\mathbf{\Gamma}$ 可由独立访谈下实际职业留任者的转移矩阵$\mathbf{T_s^I}$唯一确定。

A.1.2 Γ的估计

下一个引理为估计 $\mathbf{\Gamma}$提供了一个中间步骤。为此，令$PDT(.)$ 表示在矩阵意义下与正定矩阵相似的转移矩阵所构成的空间。

引理 A.2： 函数 $f: PDT(\mathbb{R}^{O\times O}) \rightarrow PDT(\mathbb{R}^{O\times O})$ 由 $f(\mathbf{T}) = \mathbf{T^{0.5}}$给出，存在且在谱矩阵范数下连续，其中 $f(\mathbf{T_s^I}) = \mathbf{\Gamma}$。

证明。根据引理 A.1 和命题 A.1，存在性得以保证。为证明该映射的连续性，我们遵循 Horn 和 Johnson（1990）的方法。令 $\mathbf{T_1}$ 和 $\mathbf{T_2}$ 为 PDT 中任意两个转移矩阵，并令 $\mathbf{U_1}$ 和 $\mathbf{U_2}$ 为按 $\mathbf{U_1 = diag(\sqrt{c_1})\ T_1\ diag(\sqrt{c_1})^{-1}}$ 和 $\mathbf{U_2 = diag(\sqrt{c_2})\ T_2\ diag(\sqrt{c_2})^{-1}}$ 构造的两个对称正定矩阵，其中 $\mathbf{c_1}$ 和 $\mathbf{c_2}$ 分别是与 $\mathbf{T_1}$和 $\mathbf{T_2}$，相关联的唯一平稳分布。我们希望证明，如果 $\mathbf{U_1 \rightarrow U_2}$，，那么 $\mathbf{U_1^{0.5} \rightarrow U_2^{0.5}}$。首先，注意到 $\|\mathbf{U_1 - U_2}\|_2 = \|\mathbf{U_1^{0.5}(U_1^{0.5} - U_2^{0.5}) + (U_1^{0.5} - U_2^{0.5})U_2^{0.5}}\|_2 \geq$

$|x'U_1^{0.5}(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})x + x'(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})U_2^{0.5}x|$，其中 x 是任意归一化向量。假设 A2 和 A3 蕴含 $U_1^{0.5} - U_2^{0.5}$ 存在且为对称矩阵。令 $|\lambda| = \rho(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})$ 为 $U_1^{0.5} - U_2^{0.5}$ 的最大特征值的绝对值，并令 z 为与 λ 相关联的归一化特征向量。注意，$\|U_1 - U_2\|_2 = |\lambda|$ 且 $(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})z = \lambda z$。于是 $|z'U_1^{0.5}(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})z + z'(U_1^{0.5} - U_2^{0.5})U_2^{0.5}z| \geq |\lambda| \, |\lambda_{min}^{0.5}(U_1) + \lambda_{min}^{0.5}(U_2)| = \|U_1^{0.5} - U_2^{0.5}\|_2 \, (\lambda_{min}^{0.5}(U_1) + \lambda_{min}^{0.5}(U_2))$，其中 $\lambda_{min}(U_1)$ 表示 U_2，的最小特征值；根据假设 A2 和 A3，该值为正。然后取一个 $\delta = \varepsilon \lambda_{min}^{0.5}(U_1)$。由此可知，如果 $\|U_1 - U_2\|_2 < \delta$，那么 $\|U_1^{0.5} - U_2^{0.5}\|_2 \times (\lambda_{min}^{0.5}(U_1) + \lambda_{min}^{0.5}(U_2)) \, \lambda_{min}^{0.5}(U_1) < \varepsilon$，因此 $\|U_1^{0.5} - U_2^{0.5}\|_2 < \varepsilon$，从而证明了所需的连续性。由 $U_1 \to U_2$ 蕴含 $U_1^{0.5} \to U0.52$ 这一事实，还可推出 f (T) 是连续的。

□

令 $\hat{\mathbf{T}}_s^I$ 表示 $\mathbf{T}_s^I$ 的样本估计，并令 $\hat{\mathbf{\Gamma}}$ 由 $(\hat{\mathbf{T}}_s^I)^{0.5} \in PDT(\mathbb{R}^{O \times O})$ 的平方根估计，使得 $\hat{\mathbf{\Gamma}} = (\hat{\mathbf{T}}_s^I)^{0.5} = \hat{\mathbf{P}} \hat{\mathbf{\Lambda}}^{0.5} \hat{\mathbf{P}}^{-1}$，其中 $\hat{\mathbf{\Lambda}}$ 是特征值为 $\hat{\mathbf{T}}_s^I$ 的对角矩阵，$0 < \hat{\lambda}_i^{0.5} \leq 1$ 而 $\hat{\mathbf{P}}$ 是相应（经归一化）特征向量构成的正交矩阵。于是得到以下结果。

命题 A.2： $\mathbf{\Gamma}$ 由 $(\hat{\mathbf{T}}_s^I)^{0.5} \in PDT(\mathbb{R}^{O \times O})$ 一致估计，使得 $\hat{\mathbf{\Gamma}} = (\hat{\mathbf{T}}_s^I)^{0.5} = \hat{\mathbf{P}} \hat{\mathbf{\Lambda}}^{0.5} \hat{\mathbf{P}}^{-1}$。也就是说，$plim_{n \to \infty} \hat{\mathbf{\Gamma}} = \mathbf{\Gamma}$。

证明。 由引理 A.1 和命题 A.1 可知，若已知 $\mathbf{T}_s^I$，便可找到其所依据的唯一 $\mathbf{\Gamma}$，方法是根据 $\mathbf{T}_s^I$ 的特征值和特征向量构造该对象。估计 $\mathbf{T}_s^I$ 时，可以使用样本比例 $\hat{\mathbf{M}}^{ij} / \sum_{k=1}^{O} \hat{\mathbf{M}}_{ik}$，并注意到在假设 A2 和假设 *A3* 成立时，对于所有职业，该比例依概率收敛于 $(\mathbf{T}_s^I)^{ij}$ （参见 Anderson 和 Goodman，1957；Billingsley，1961，定理 1.1-3）。因此，$plim_{n \to \infty} \hat{\mathbf{T}}_s^I = \mathbf{T}_s^I$。随后，根据命题 A.1，由 $\hat{\mathbf{T}}_s^I$ 按照 $\hat{\mathbf{P}} \hat{\mathbf{\Lambda}}^{0.5} \hat{\mathbf{P}}^{-1}$ 推导出 $\hat{\mathbf{\Gamma}}$。由引理 A.2 中映射的连续性可知 $plim_{n \to \infty} \hat{\mathbf{\Gamma}} = \mathbf{\Gamma}$，因此我们的估计量是一致的。

□

请注意，要在收入与项目参与调查中识别并估计 $\mathbf{\Gamma}$，仅仅直接比较独立访谈下的总体职业转移流与依赖式访谈下的总体职业转移流是不够的。为说明这一点，令 $\mathbf{M}^D = \mathbf{M}_m^I + \mathbf{M}_s^D$ 表示一个矩阵，该矩阵包含两个访谈日期之间的总体职业转移流：对于雇主／活动留任者，采用依赖式访谈；对于雇-

雇主/活动流动者。从$\mathbf{M^I} = \mathbf{M^I_m} + \mathbf{M^I_s}$中减去$\mathbf{M^D}$，得到$\mathbf{M^D_s} - \mathbf{M^I_s} = \mathbf{M_s} - \mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$。根据假设 *A2*中的对称性，后一表达式在左边有 $0.5n(n-1)$ 个外生变量，在右端有 $0.5n(n+1)$ 个未知数（内生变量），因此 $\mathbf{\Gamma}$ （以及$\mathbf{M_s}$）无法识别。

除了$\mathbf{M^D} - \mathbf{M^I} = \mathbf{M_s} - \mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$之外，还可以使用$\mathbf{M^D} = \mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_m}\mathbf{\Gamma} + \mathbf{M_s}$，其中包含剩余信息。然而，当$\mathbf{M_m}$在其对角线上有质量时，这个额外的方程组在左边有$n^2$个外生变量，在右端有$n^2$个未知数（由$\mathbf{M_m}$产生）。这意味着，对于从$n$中剩余的未知数$\mathbf{M^D} - \mathbf{M^I} = \mathbf{M_s} - \mathbf{\Gamma}'\mathbf{M_s}\mathbf{\Gamma}$，仍然无法识别 $\mathbf{\Gamma}$ 和$\mathbf{M_s}$。

推论 A.1： 如果 $\mathbf{M_m}$ 在其对角线上有质量，则无法仅根据 $\mathbf{\Gamma}$ $\mathbf{M^I}$ 和$\mathbf{M^D}$加以识别。

这一结果背后的直觉是，通过比较依赖式访谈和独立访谈下的总体职业转移流，无法确定有多少工人要为$\mathbf{M^D}$与$\mathbf{M^I}$之间职业流动的变化“负责”。只有当$\mathbf{M_m}$ 的对角线仅包含零时，才能解决识别问题，并且由于方程数等于未知数的数量，可以求出$\mathbf{M_s}$、 $\mathbf{\Gamma}$ 和$\mathbf{M_m}$ 。[39] 上述推论的一个含义是，基于从独立访谈转为依赖式访谈时职业流动差异的中断时间序列分析，无法识别平均编码错误的确切程度，而是会给出一个向下偏误的估计。

然而，为了识别 $\mathbf{\Gamma}$，命题 A.2 表明，可以使用一组接受两轮独立访谈的真正的职业留任者样本所观测到的职业转移流。这些工人中，有些会表现为职业留任者，有些则会表现为职业流动者。理想情况下，这样的工人样本应直接从1985 年面板中筛选出来。不幸的是，关于个人是否改变活动或雇主的问题，直到1986年面板才被引入，这是转向依赖式访谈的一部分。因此，仅凭1985年面板并不能提供足够的信息来区-分雇主/活动留任者与雇主／活动变动者。相反，我们使用

[39]然而，在收入与项目参与调查中，这种情况在经验上并不合理，因为这要求所有雇主/活动变更者都是真实职业流动者。

利用 1986年面板估计 $\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$。我们可以通过从 1985 年面板中观测到的职业转换流动矩阵$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}$ 中减去 1986年面板中观测到的职业转换流动矩阵$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$，间接推断$\mathbf{M}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$。这是可行的，因为1986年面板涉及与 1985年面板相同的基础总体，并且将雇主/活动变更者区分开来，而这些人会分别接受访谈。

推论 A.2：$\hat{\boldsymbol{\Gamma}}$ 可由$\hat{\mathbf{T}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$ 一致估计，前提是后者由$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}} - \hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$估计得出。

这一结果对于实施我们的方法很重要。这是因为构成$\hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{s}}$各单元基础的总体比例，即$\mathbf{M}_{\mathbf{s}}$的样本估计，是一致估计的。反过来，这是由用于估计比例的标准中心极限定理得出的，该定理适用于$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}$、$\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{m}}$ 及其差值。随后，命题 A.2意味着$\hat{\boldsymbol{\Gamma}}$ 是一致估计的。

A.1.3 实施

为实施我们的校正方法，我们采用1985年/1986年面板的重叠时期。为增加样本量，我们还使用1987年面板在1987年2月至1987年4月期间的观测值。[40] 该面板的设置与1986 年面板完全相同（包括依赖式访谈及其他相关方面），同样能够代表研究时期内的总体。

整个收入与项目参与调查期间的访谈每四个月进行一次，收集与最近四个月有关的信息，其中这四个月被视为一个调查波次。我们将某名劳动者在一次给定访谈中报告的职业代码，与该劳动者在随后一次访谈中报告的职业代码进行比较。因此，一条观测记录就是一对职业代码，即报告的“来源”职业和（可能相同的）“目的地”职业。为尽可能保持不同访谈之间的可比性，并专注于衡量主要工作中的职业，我们只考虑在这两个调查波次期间始终处于全职就业状态、且报告在任何时点都只有一个雇主的工人。这些限制意味着，在 $\boldsymbol{\Gamma}$ 的估计中，我们不包括经历过短期失业阶段的非临时被裁员工人以及

[40]为避免季节性影响，我们对所有观测值重新加权，使得某个月份的每个观测值与其他任何月份的观测值权重相同。

回到他们原来的工作和雇主那里。我们还将注意力限制在以下工作者：没有推算职业、未在校就读，且年龄介于 19 至 66 岁之间。这些限制使1985 年面板产生了 28,302 个调查波次/个人观测值，1986 年面板产生了 27,801 个调查波次/个人观测值，1987 年面板产生了 5,922 个调查波次/个人观测值。

表15：人口统计特征 - 1986年2月至1987年4月

	收入与项目参与调查 1985年	收入与项目参与调查 1986年	收入与项目参与调查 1987	P值（无差异）
教育				
低于高中学历	14.72	15.27	14.55	0.386
高中毕业生	38.10	37.36	36.80	0.361
一些大学	24.51	24.94	24.71	0.546
大学学位	22.67	22.43	23.95	0.746
年龄类别				
19-24	12.29	12.62	12.90	0.458
25-29	16.72	16.15	16.36	0.357
30-34	15.84	15.40	16.00	0.512
35-39	15.02	15.30	13.99	0.806
40-44	11.65	11.50	11.80	0.804
45-49	9.10	8.87	9.22	0.667
50-54	7.72	7.90	8.25	0.600
55-59	7.07	7.31	7.01	0.600
60-64	4.20	4.64	4.05	0.221
种族				
白人	86.29	86.57	86.25	0.729
黑人	10.62	10.81	10.73	0.782
美洲印第安人 ，爱斯基摩人	0.49	0.62	0.42	0.401
亚洲或太平洋岛民	2.60	2.01	2.60	0.090
其他				
men	54.20	55.27	53.93	0.112
已婚	65.51	66.15	64.54	0.550
居住在都市区	76.33	76.24	75.97	0.885

19-66岁工人，未在校就读，处于两个相邻波次中，在当前调查波次的第一个月进行测量；上一轮中仅在一家企业就业，并且在后续调查波次中仅为一家（但可能不同的）雇主就业；没有任何自营就业，且两个波次中均报告了未推算职业。使用个人权重对面板组内每月的观测值进行缩放（1985年与 1986+1987）。

表15和表16分别展示了三个面板中各样本的人口和职业特征（职业特征依据1990年标准职业分类中的主要职业确定）。在每张表的最后一列中，我们逐项检验：1985年样本中具有某一特征的工人比例，与合并的1986/87样本中具有相同特征的工人比例在统计上是否无法区分。在所分析的所有特征中，我们

无法在5%显著性水平上拒绝这样的假设：1985年样本中的比例与1986/87年样本中的相应比例相同。除亚裔美国人的比例以及来源职业为管理职业的工人比例外，即使在10%显著性水平上，也无法拒绝两者相似。尽管本文未展示相关结果，但在比较1985年样本与1986/87年样本时，我们同样无法在10%显著性水平上拒绝以下假设：来源行业和目的地行业中工人的比例相同。因此，本分析证实，我们研究所使用的观测值取自同一个潜在总体。[41]

我们通过 $\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I},85} _ \hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87} =, \hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 估算雇主／活动留任者的职业流动，其中 $x = 85$ $(x = 86/87)$ 在 $\hat{\mathbf{M}}^{\mathbf{I},\mathbf{x}}{}_{\mathbf{i}}$ 指 1985年样本（1986/87年样本）。在 1986/87年样本中，我们可以直接观察雇主/活动变更者；结果发现，在加权观测值中，2.31% 的劳动者更换了雇主，4.65% 的劳动者报告在其雇主内部变更了活动。这意味着 1985年样本中应有超过 93% 的劳动者属于雇主／活动留任者。

采用这项调查设计变更可能引发的一个顾虑是：1986年实施依赖式访谈的可靠性，以及其与1985 年面板重叠时期所收集数据的可比性。例如，1986 年面板实施依赖式访谈时可能存在的试行／学习阶段，或许会影响我们的结果。为了评估依赖式访谈实施过程中的试行／学习阶段是否影响了职业流动率，我们将1986 年面板得出的职业流动率与后续面板得出的流动率进行比较。假设1986年之后的改进影响了职业流动的测量，那么使用后续面板时，我们应该能观察到这些流动率发生显著变化。图18（关于该图的详细说明见下文）表明，实施依赖式访谈时可能存在的试行／学习阶段，并未对平均职业流动产生重大影响。[42]

[41]为进一步排除观测到的职业分布差异所带来的任何实质性影响，我们在重新平衡来源职业和目标职业的权重、以构造相同职业分布后，重新计算了所有统计量。这一处理对我们的统计量影响极小。例如，观测到的职业流动最多仅变化 0.01个百分点。变化幅度如此之小的原因在于，样本中推断的真实留任者所占比例很高，这意味着 $\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 对$\hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}}$的比例变化并不敏感。[42]这与 Hill（1994年）的观点一致；Hill（1994年）转而指出，相较于“较新”的 1986年面板，“较旧”的 1985 年面板中可能存在更高程度的样本流失，这一点值得关注。他认为，使用“取自 1985年和 1986年的全额面板纵向研究文件的 1986年最终面板权重”，虽然不

表16： 1986年2月至1987年4月工人职业分布

	收入与项目参与调查 1985年	收入与项目参与调查 1986年	收入与项目参与调查 1987	P值（无差异）
来源职业分布（职业代码）（%）				
管理职业	12.31	13.11	13.99	0.064
专业专长	13.40	12.92	13.18	0.380
技术人员及相关支持人员	3.85	3.89	4.08	0.829
销售职业	9.74	9.98	9.86	0.599
行政支持	18.67	18.17	18.26	0.366
服务业	10.96	11.66	11.19	0.166
农场/渔业/伐木业	1.09	1.08	1.03	0.940
机械工和维修工	4.87	4.47	4.69	0.231
建筑业和采掘业	3.47	3.65	3.60	0.503
精密生产	4.01	4.19	3.75	0.643
机器操作员/装配工	9.27	8.89	8.63	0.355
运输业和材料搬运	4.63	4.34	4.31	0.340
劳工	3.73	3.66	3.42	0.714
去向职业（职业代码）的分布（%）				
管理职业	12.58	13.27	14.18	0.103
专业专长	13.31	12.90	13.10	0.451
技术人员及相关支持人员	3.82	3.92	4.01	0.693
销售职业	9.76	9.89	9.77	0.797
行政支持	18.53	18.20	18.20	0.546
服务业	10.96	11.57	11.19	0.229
农场/渔业/伐木工作	1.08	1.07	1.03	0.924
机械工和维修工	4.87	4.46	4.73	0.222
建筑业和采掘业	3.59	3.60	3.56	0.954
精密生产	4.01	4.26	3.77	0.480
机器操作员/装配工	9.24	8.93	8.77	0.455
运输与物料搬运	4.62	4.31	4.33	0.310
劳工	3.62	3.62	3.36	0.906

19-66岁工人，未在校就读，且出现在相邻调查波次中；在当前调查波次的首月测量，上一轮仅在一家企业就业，随后一轮也仅在一家（但可能不同的）企业就业，且没有自营就业；两轮均报告了非推算职业。使用个人权重，按面板组缩放每月观测值（1985年与1986+1987）。

A.2 结果与讨论

表3展示了根据1990年标准职业分类的主要职业，利用1985年样本中的$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 和$\hat{\mathbf{M}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 推导出的实际职业留任者职业转移矩阵。$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 的(i,j)项表示从职业i 到j的转移概率。该矩阵意味着，18.46%的实际职业留任者被归类为

完美，似乎是解决这一问题的最佳现有方案。我们的分析也沿用这一做法。

职业流动者。[43] 虽然此处未展示，但当我们根据2000年标准职业分类计算同一转移矩阵时，也会得出类似结论；正文中的结果便是基于该分类得出的。

表17：实际职业留任者的观测职业转移矩阵，1990年标准职业分类，$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$（%）

职业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
（1）管理类职业	**75.7**	3.7	1.0	5.1	8.8	1.5	0.1	0.7	0.7	1.5	0.5	0.4	0.3
（2）专业专长	3.3	**87.9**	2.9	0.4	2.2	1.5	0.1	0.5	0.2	0.6	0.2	0.1	0.1
(3) 技术人员	3.1	10.1	**69.5**	0.5	5.9	3.8	0.1	2.7	0.6	1.3	2.1	0.2	0.3
(4) 销售职业	6.5	0.5	0.2	**83.3**	3.8	1.5	0.1	0.7	0.2	0.5	0.2	0.8	1.8
(5) 行政支持	5.8	1.6	1.2	2.0	**84.5**	1.0	0.1	0.3	0.1	0.5	0.7	0.6	1.6
(6) 服务业	1.7	1.8	1.3	1.3	1.8	**87.2**	0.2	1.3	0.7	0.5	0.6	0.6	0.9
(7) 农/渔/伐木	1.3	1.7	0.5	1.3	1.1	2.0	**84.7**	0.6	0.6	0.2	1.0	3.1	2.0
（8）机械工	1.8	1.3	2.1	1.3	1.1	2.9	0.1	**79.2**	2.1	2.6	3.0	0.8	1.6
(9) 建筑业	2.4	0.7	0.6	0.5	0.4	2.2	0.2	3.0	**77.7**	1.7	1.9	1.2	7.6
(10) 精密生产	4.5	2.0	1.2	1.1	2.4	1.4	0.0	3.2	1.5	**69.1**	11.1	0.2	2.3
(11) 机器操作员	0.7	0.3	0.9	0.2	1.4	0.7	0.1	1.6	0.7	4.8	**84.1**	0.7	3.8
(12) 运输业	1.1	0.4	0.2	1.6	2.2	1.4	0.7	0.8	0.9	0.2	1.5	**85.1**	3.9
(13) 劳工	1.0	0.4	0.3	4.6	8.2	2.7	0.6	2.1	7.3	2.5	9.7	5.0	**55.7**

A.2.1 Γ 的估计

根据命题 *A.1* ，我们可以利用 $\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 和方程 (8) 恢复混淆矩阵 $\mathbf{\Gamma}$ 。表4展示了基于1990年标准职业分类的主要职业估计得到的 $\hat{\mathbf{\Gamma}}$ ，而表19展示了基于2000年标准职业分类的主要职业估计得到的 $\hat{\mathbf{\Gamma}}$ 。这些估计表明，平均而言，约有10%的情况被分配了错误的职业代码。由于来源职业或目标职业只要有一方被错误编码，就可能产生虚假转换，因此真实职业留任者观察到虚假转换的概率几乎是其两倍。我们的研究方法由此表明，编码错误确实相当严重——

[43]该数值处于预期范围内。为构造上界，考虑1985年样本，并假设所有观测到的职业转换都是虚假的。在这种情况下，我们可以预期，最多有19.71%的观测值会被错误编码。为构造下界，考虑1986/87年样本，并计算雇主/活动变更者中报告发生职业变动的观测值数量。这些观测值占1986/87年样本中所有观测值的2.60%。假设错误编码的影响是导致职业变动数量净增加，我们可以预期，至少有19.71%-2.60%=17.11%的观测值会被错误编码。

独立访谈。其幅度与其他分析职业编码错误程度的研究发现的相近（参见 Campanelli et al., 1997，Sullivan, 2009年，Roys and Taber, 2017，以及 vo m Lehn et al., 2021）。

表18：混淆矩阵的估计值，SOC1990，$\hat{\Gamma}$，（%）

职业	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
（1）管理发生次数。	**86.8**	2.0	0.5	2.8	4.9	0.8	0.1	0.4	0.4	0.8	0.2	0.2	0.1
(2) 专业专长。	1.8	**93.7**	1.6	0.2	1.1	0.8	0.1	0.2	0.1	0.3	0.1	0.1	0.0
(3) 技术人员	1.7	5.6	**83.3**	0.2	3.3	2.1	0.1	1.5	0.3	0.7	1.1	0.1	0.1
(4) 销售职业	3.6	0.2	0.1	**91.2**	1.9	0.8	0.1	0.3	0.1	0.2	0.0	0.4	1.0
(5) 行政支持	3.2	0.8	0.7	1.0	**91.8**	0.5	0.0	0.1	0.0	0.3	0.3	0.3	1.0
(6) 服务业	0.9	0.9	0.7	0.7	0.9	**93.3**	0.1	0.7	0.4	0.3	0.3	0.3	0.5
(7) 农/渔/伐木	0.7	0.9	0.3	0.7	0.5	1.0	**92.0**	0.3	0.3	0.1	0.5	1.7	1.1
（8）机械工	1.0	0.6	1.2	0.7	0.5	1.5	0.1	**88.9**	1.2	1.5	1.6	0.4	0.9
(9) 建筑业	1.3	0.3	0.3	0.2	0.0	1.1	0.1	1.6	**88.0**	0.9	0.8	0.6	4.7
(10) 精密生产	2.6	1.0	0.7	0.6	1.2	0.7	0.0	1.8	0.8	**83.0**	6.3	0.1	1.3
(11) 机器操作员	0.3	0.1	0.5	0.0	0.7	0.4	0.1	0.8	0.3	2.7	**91.5**	0.4	2.3
(12) 运输业	0.5	0.2	0.1	0.8	1.1	0.7	0.4	0.4	0.4	0.0	0.7	**92.2**	2.3
(13) 劳工	0.3	0.1	0.1	2.7	4.8	1.5	0.3	1.2	4.5	1.4	5.7	3.0	**74.3**

表4和表19还传达了另外两点信息。(i) 不同职业被错误编码的可能性差异很大。例如，使用1990年标准职业分类时，我们发现，真实职业为“劳工”的个人被正确编码的概率为74%，而真实职业为“专业专长”的个人被正确编码的概率为94%。(ii) 给定真实职业，某些编码错误比其他错误更常见。例如，真实职业为“劳工”的工人被错误编码为“机器操作员”（5.7%）、“建筑业”（4.5%）或“行政支持”（4.8%）的概率，远高于被错误编码为“管理人员”（0.3%）或“专业人员”（0.1%）的概率。我们的方法能够将这些差异纳入考量，按来源-目的地职业对对观测到的职业流动进行校正。这样可以得到更准确的净流动估计，其中来源职业和目标职业的身份至关重要。

Table 19: Estimate of the garbling matrix, SOC 2000, $\hat{\Gamma}$, (%)

OCCUPATIONS	(11)	(13)	(15)	(17)	(19)	(21)	(23)	(25)	(27)	(29)	(31)	(33)	(35)	(37)	(39)	(41)	(43)	(45)	(47)	(49)	(51)	(53)
(11) Management Occ.	**84.2**	2.3	0.3	0.8	0.3	0.3	0.1	0.3	0.1	0.3	0.1	0.1	0.4	0.1	0.4	3.3	3.5	0.5	0.7	0.5	1.2	0.3
(13) Business & Finance Oper.	4.7	**82.8**	0.9	0.5	0.2	0.2	0.2	0.3	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	1.6	7.6	0.0	0.1	0.1	0.5	0.1
(15) Computer & Math. Occ.	2.6	3.7	**85.7**	1.6	0.4	0.0	0.0	0.4	0.5	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	4.4	0.0	0.1	0.7	0.2	0.2
(17) Architect & Eng. Occ.	2.2	0.7	0.5	**87.0**	1.3	0.0	0.0	0.0	1.2	0.3	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.1	1.1	0.0	0.9	2.4	2.2	0.1
(19) Life, Phys, and Soc. Sci. Occ.	2.4	0.6	0.4	3.3	**82.9**	0.0	0.2	1.1	0.4	2.2	0.5	0.0	0.0	0.5	0.0	0.3	1.7	0.7	0.5	1.1	1.0	0.3
(21) Comm & Soc. Service Occ.	2.8	0.7	0.0	0.0	0.0	**89.8**	0.0	1.0	0.4	0.5	0.7	0.3	0.2	0.1	0.4	0.0	2.6	0.0	0.2	0.1	0.1	0.3
(23) Legal	1.3	1.6	0.0	0.0	0.5	0.0	**93.0**	0.0	0.0	0.0	0.0	0.5	0.0	0.0	0.1	0.1	3.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
(25) Educ., Training & Library	0.5	0.3	0.1	0.0	0.3	0.2	0.0	**97.3**	0.1	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.3	0.1	0.6	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
(27) Arts, Dsgn, Ent., Sports & Media	1.0	0.2	0.6	3.8	0.5	0.4	0.0	0.3	**89.2**	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.7	1.3	0.0	0.2	0.2	1.7	0.4
(29) Healthcare Pract. & Tech. Occ.	0.7	0.0	0.0	0.2	0.7	0.1	0.0	0.3	0.0	**92.7**	3.3	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	1.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.1
(31) Healthcare Support	0.5	0.0	0.0	0.0	0.3	0.5	0.0	0.2	0.0	6.8	**88.5**	0.0	0.6	0.4	0.3	0.0	1.6	0.0	0.0	0.1	0.3	0.0
(33) Protective Service	0.7	0.3	0.1	0.0	0.0	0.2	0.2	0.1	0.1	0.1	0.0	**95.0**	0.5	0.1	0.2	0.1	1.8	0.3	0.0	0.1	0.4	0.5
(35) Food Prep/Serving & Rel.	0.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.3	0.2	**95.3**	0.5	0.0	1.5	0.4	0.0	0.0	0.0	0.4	0.2
(37) Building/grounds Clean. & Maint.	0.3	0.0	0.0	0.1	0.2	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.0	0.6	**90.3**	0.1	0.4	0.2	0.3	1.7	2.5	1.1	1.8
(39) Personal Care & Service Occ.	3.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.4	0.1	1.6	0.0	0.5	0.6	0.4	0.0	0.3	**91.4**	0.9	0.6	0.0	0.0	0.1	0.0	0.2
(41) Sales & Rel. Occ.	3.0	0.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.5	0.1	0.1	**91.7**	1.7	0.1	0.1	0.4	0.3	1.3
(43) Office & Admin. Support	1.7	1.8	0.3	0.2	0.1	0.2	0.1	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2	0.1	0.0	0.0	0.9	**91.6**	0.0	0.0	0.1	0.6	1.3
(45) Farm, Fish. & Forestry	4.5	0.2	0.0	0.0	1.0	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.5	0.1	0.9	0.1	0.7	0.3	**87.5**	0.1	0.3	0.8	3.4
(47) Construction & Extraction	1.3	0.1	0.0	0.6	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.1	0.0	0.2	0.1	0.0	**90.8**	1.6	1.9	2.1
(49) Install., Maint. & Repair Occ.	0.8	0.1	0.1	1.4	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	1.5	0.0	0.6	0.4	0.1	1.4	**89.0**	3.0	1.1
(51) Production Occ.	0.8	0.2	0.0	0.5	0.1	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1	0.3	0.0	0.2	0.8	0.0	0.6	1.1	**93.1**	1.9
(53) Transportation & Mater. Moving	0.3	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.7	0.0	1.5	2.9	0.4	1.2	0.7	3.4	**88.2**

A.2.2 ˆΤ 对总职业流动率的影响

图18展示了在使用2000年标准职业分类中的主要职业群体计算ˆΤ 时调查波次间 职业流动率的影响。在这一分析中，我们将1985/86/87年样本与1984年和1988年面板中的工人合并，这些工人符合与之前相同的样本限制。图18展示了每年获得的调查波次间职业流动率平均值。对于1986年，我们仅使用来自1986年样本、覆盖2月至12月期间的观测值。我们将这些观测值标记为“1986s”，因为它们是我们在原始样本中用于估计ˆΤ的观测值。对于1987年，我们将1月至4月期间的职业流动率平均值（标记为“1987s”）与其余月份的职业流动率平均值（标记为“1987r”）分开呈现。两条竖线标示了依赖式访谈与独立访谈重叠的时期。

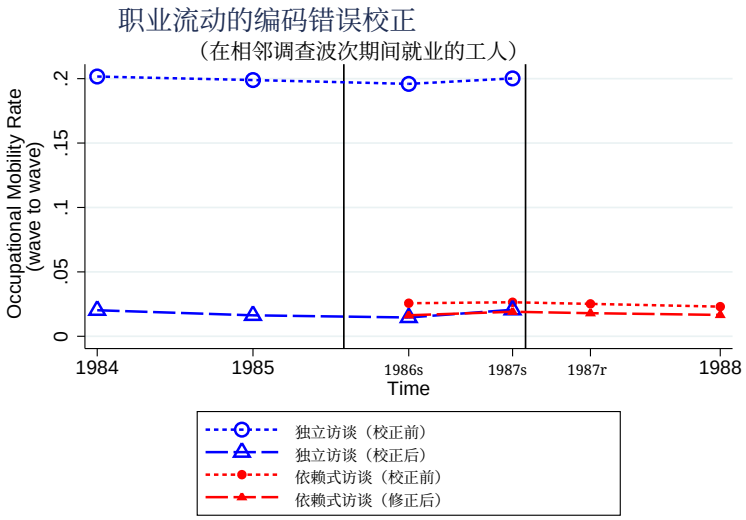


图18：对连续两次调查波次均就业的工人的职业流动率进行校正

带空心圆形标记的短虚线表示利用1984/85年样本，将雇主／活动留任者与变更者合并后得到的观测职业流动率，其中所有受访者均接受了独立式访谈。该合并样本的职业流动率在两条竖线之间介于19.6%至20%之间，平均为19.7%。在独立式访谈下，$\mathbf{M_m}$ 在源职业和目标职业两端均出现失真

因此观测为 $\mathbf{\Gamma' M_m \Gamma}$。在前后分别乘以相应的逆矩阵$(\mathbf{\Gamma'})^{-1}, \mathbf{\Gamma}^{-1}$后，可恢复$(\mathbf{\Gamma'})^{-1}\mathbf{\Gamma'}$ $\mathbf{M_m \Gamma \Gamma}^{-1} = \mathbf{M_m}$。将这一程序应用于1984/85年样本后，得到带空心三角形标记的长虚线。结果是职业流动率降至约1.6%。

接下来考虑1986/88年样本。在这里，独立访谈仅应用于雇主/活动变更者。因此，这些样本的观测总体职业流动率基于$\mathbf{M}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{D}\,86/87} +, \mathbf{M}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87},$。矩阵$\mathbf{M}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{D}\,86/87},$不会促成任何职业转换，而矩阵$\mathbf{M}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87},$则会。这一差异意味着观测到的总体流动率要低得多。后者由图18中带有实心圆形标记的短虚线表示，平均为2.6%。使用$\hat{}\mathbf{M}$ $_{\mathbf{s}}^{\mathbf{D}\,86/87} +, (\hat{}\mathbf{\Gamma'})^{-1}\,\hat{}\mathbf{M}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87}, \hat{}\mathbf{\Gamma}^{-1}$对1986-88年样本的职业流动进行校正后，得到由带有实心三角形标记的长虚线表示的序列。结果是职业流动率降至约1.7%，这与1984/85年样本中经$\mathbf{\Gamma}$校正的职业流动率非常接近。事实上，在图18中，$\mathbf{\Gamma}$校正后指标的蓝色（独立访谈）和红色（依赖式访谈）长虚线在两条竖线之间几乎重合。[44]

在两种不同的调查设计中使用相同的底层$\mathbf{\Gamma}$校正矩阵后，我们得到的校正后流动率非常相似，这表明我们的方法能够很好地捕捉编码错误的程度。我们的方法在其他方面似乎也表现良好。我们发现，1986年之前各年的职业流动率均向下调整至与1986s-1987s窗口期间所得数值非常相近的水平。例如，1985年的$\mathbf{\Gamma}$校正后职业流动率为1.63%，而1986s-1987s窗口期间得到的数值为1.62%。对于1986s-1987s窗口之后的年份，我们发现$\mathbf{\Gamma}$校正后的职业流动率与窗口期间所得数值相差不超过0.02%。此外，图18显示，$\mathbf{\Gamma}$校正后的职业流动率序列的任何水平变化似乎都与未校正序列的变化相对应。这也表明，我们的校正方法似乎不会给职业流动过程引入额外的随机性。

我们将 $\mathbf{\Gamma}$ 校正方法应用于那些更换雇主、且中间经历了

[44]请注意，在$\mathbf{\Gamma}$的估计中，我们使用了$\hat{}\mathbf{M}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87},$，但我们没有对$(\hat{}\mathbf{\Gamma'})^{-1}\,\hat{}\mathbf{M}_{\mathbf{m}}^{\mathbf{I}\,86/87}, \hat{}\mathbf{\Gamma}^{-1}$施加额外限制，使其等于$(\hat{}\mathbf{\Gamma'})^{-1}\,\hat{}\mathbf{M}^{\mathbf{I}}, {}_{85}\,\hat{}\mathbf{\Gamma}^{-1}$。

失业期或非就业期的人群。随后，我们计算正文和补充附录B中展示的一系列统计量。我们表明，职业编码错误会提高观察到的总流动。在原始数据中，依据2000年标准职业分类计算得出的再就业时职业流动率为53.1%。应用我们的 $\mathbf{\Gamma}$ 校正方法后，再就业时的职业流动率为44.4%。我们还发现，编码错误会使职业流动看起来对失业持续时间的反应较弱。由于在较短的失业期内，真实职业留任更为常见，错误编码会造成相对更多的虚假流动，因此我们的方法对短期失业期的校正幅度更大，从而使职业流动与失业持续时间之间的关系更陡峭（见补充附录B中的表1和图1）。错误编码还会降低总流动的顺周期性。这是因为在真实留任者更多的时期，编码错误会造成更多虚假流动（见补充附录B中的表6和图11）。

相比之下，我们发现，错误编码会降低职业净流动的贡献（另见 Kambourov 和 Manovskii，2013）。平均净流动率（如正文所定义）从 3.6%（未校正）上升至 4.2%（校正后），增幅接近 15%。为理解这一现象的原因，考虑真实的净流动转移流量矩阵 $\mathbf{M_{net}}$，并注意到该矩阵的对角线上没有质量。在独立访谈的情况下，编码错误意味着真实的净流动矩阵会被观测为 $\mathbf{M^{I}_{net}} = \mathbf{\Gamma' M_{net} \Gamma}$，其对角线上可能出现质量，从而导致净流动被向下偏误。也就是说，编码错误会将部分真实的流动误转化为职业留任；而对于留任者的错误编码，相对于来源职业和去向职业而言是完全对称的，因此不应产生虚假的净流动。

A.2.3 编码错误对雇主／活动留任者和流动者的差异化影响

请注意，对于那些经历一段失业期后更换雇主的工人，我们经 $\mathbf{\Gamma}$校正的职业流动率比原始流动率低16.4%（按2000年标准职业分类计算，分别为44.4%和53.1%）。相较于 Kambourov 和 Manovskii（2008）提出的校正幅度，这一调整的相对幅度小得多。他们认为，平均而言，大约

在 PSID 原始数据中，年度间观测到的所有职业流动有50%是由编码错误造成的。事实上，在根据收入与项目参与调查（SIPP）中雇主／活动状态留任者与变动者的合并样本计算年度职业流动率时，我们发现，观测到的职业变动中只有39.3%是真实的（未校正流动率为26.7%，而经 Γ校正的流动率为10.5%）。

这些发现并非相互矛盾。造成这种差异的关键在于，编码错误的相对重要性会随着雇主留任者和雇主变更者发生职业变动的真实倾向而大幅变化。真实的职业变动更可能伴随着雇主变更（有关这一观点的例子，请参见 Hill、1994年，Moscarini 和 Thomsson（2007），以及 Kambourov 和 Manovskii，2009年），反过来，雇主变更也更可能伴随着职业变动。因此，Kambourov and Manovskii（2008）发现的相对调整并不会自动适用于不同的工人子群或以不同频率衡量的流量。

举例来说，假设观察到某个人从“管理人员”变为“劳工”。假设“管理人员”是此人的真实来源职业，但观察到的目标职业是编码错误造成的。如果此人是真正的职业留任者，那么观察到的转变会错误地告诉我们，此人不再是一名管理人员，并造成一次虚假的职业变动。相反，如果此人是真正的职业流动者，那么尽管观察到的转变编码有误，它仍会捕捉到此人不再是一名管理人员这一事实，因此也会捕捉到一次真实的职业变动。鉴于真实的职业变动更有可能与雇主变动同时发生，相较于雇主留任者，雇主变更者中有更多工人在应用 Γ 校正后，其作为观察到的职业流动者的分类不会改变。这意味着，雇主变更者的测量职业流动率所需的相对调整幅度，将小于雇主留任者的测量职业流动率所需的相对调整幅度。Kambourov and Manovskii（2008年）将雇主变更者和雇主留任者合并在一起。由于后者占其样本（以及我们的样本）中的绝大多数工人，这些作者提出的相对调整幅度自然要大得多。

考虑以下迭代式粗略近似，以理解为什么在真实职业流动者中必须存在更大的比例

比起没有更换雇主的人，更换了雇主的人中这一比例更高。请注意， $\mathbf{\Gamma}$-校正方法意味着，真实职业留任者约有 20% 的情况下会被编码为流动者。无论劳动者是否更换雇主，都会出现这种情况。假设所有重新就业的失业者都是真实职业留任者，那么，他们观测到的流动率（53%）与编码错误（20%）之间的差值便立即意味着，失业者中必定存在真正的职业流动者，且这些真正的流动者至少占失业者的 33%。这一结果继而将失业者中的职业留任者（“风险总体”）缩减至最多 67%；在此基础上迭代计算，同样错误编码倾向所导致的虚假流动最大幅度降至 $0.2 \times 67\%$。反过来，这意味着失业者中真正的职业流动者所占百分比的更新下界为 39.6%。经过迭代计算，失业者中真正的职业流动者所占百分比的下界为 41.25%，接近我们应用 $\mathbf{\Gamma}$-校正后得到的总流动。对雇主留任者采用类似方法，结果显示这一群体中“真实”流动率要低得多。

表20：推断的编码错误概率与观察到的和潜在的职业流动

分类	$\mathbb{P}(\tilde{M}\|S)$	$\mathbb{P}(\tilde{M}\|U)$	$\mathbb{P}(M\|U)$	$\frac{\mathbb{P}(M\|U)}{\mathbb{P}(\tilde{M}\|U)} - 1$	$\mathbb{P}(\tilde{o} \neq o\|U)$
2000年标准职业分类（22类）	0.178	0.531	0.444	-0.164	0.095
1990年标准职业分类（13类）	0.197	0.507	0.401	-0.209	0.105
1990年标准职业分类（6类）	0.148	0.402	0.317	-0.213	0.077
常规/非常规认知类，常规/非常规体力类（4 类）	0.110	0.332	0.263	-0.208	0.058
认知，R 体力 / NR 体力（3 类）	0.083	0.273	0.218	-0.199	0.043
主要行业群体（15类）	0.101	0.523	0.477	-0.088	0.055

样本：1983—2013年间失业、属于1984—2008年SIPP面板，并符合数据构建附录中说明的条件（最重要的是：职业（或行业）未经推算，并且施加限制以避免右删失和左删失问题）。 $\mathbb{P}(\tilde{M}|S)$：真实留任者被分配错误代码的概率；$\mathbb{P}(\tilde{o} \neq o|U)$：失业工人被分配错误代码的概率； $\mathbb{P}(\tilde{M})$：失业者中观察到的职业流动； $\mathbb{P}(M)$：推断出的潜在真实流动（失业者的比例）。常规/非常规 指常规与非常规。有关分类的更多细节见数据构建附录。

表20显示，在考虑若干其他职业分类以及跨行业流动时，编码错误对雇主变更者和留任者的差异性影响依然存在。在所有这些情况下，我们都使用波次间流动率。第一列， $\mathbb{P}(\tilde{M}|S)$，呈现了1985年样本中真正的雇主/活动留任者被分配错误职业代码的概率

因此被观察为职业流动者 $\tilde{M}$。使用2000年标准职业分类时，该概率为17.8%。这意味着，在独立访谈下，雇主/活动留任者中的职业流动率将为17.8%。使用1990年标准职业分类时，这一比率略有上升，达到19.7%；即使将职业汇总为六类，该比率仍然较高，为14.8%。[45] 将职业汇总为四个基于任务的类别（常规与非常规，以及体力与认知）后，实际职业留任者的观测流动率仅降至11%。与许多其他研究一样，我们还发现，与职业相比，在考察行业时，实际留任者被观察为流动者的概率更低。

第二列和第三列分别显示了那些通过失业而变更雇主的劳动者的观测到的 $\mathbb{P}(\tilde{M}|U)$以及经 Γ修正的$\mathbb{P}(M|U)$职业流动率。这些数值是利用以下概率获得的：在1984—2008年SIPP面板中，一名失业工人在再就业时被分配了错误职业代码的概率为$\mathbb{P}(\tilde{o} \neq o|U)$。我们观察到，在所有分类中，失业者观测到的职业流动率与经 Γ修正的职业流动率之间的（相对）差异，$\mathbb{P}(\tilde{M}|U) - \mathbb{P}(M|U)$，约为 $\mathbb{P}(\tilde{M}|S)$的一半。第四列显示了这一相对差异。显然，在所有分类中，同一编码错误在雇主留任者的观测职业流动率与经 Γ修正的职业流动率之间造成的差异（无论绝对值还是相对值）都远大于雇主变更者之间的差异。

A.3 衡量 PSID 中的编码错误

我们现在拓展上述分析，并使用基于 PSID 的概率模型（如 Kambourov 和 Manovskii（2008）所采用的模型），以评估编码错误对职业变动概率的影响。 Γ-校正方法的优势在于，它涵盖了分配职业代码时产生的所有错误来源。该方法提供了一种不受推论A.1 所强调问题影响的识别程序，并能够估计编码错误在每个职业层面上的发生程度。此外，收入与项目参与调查提供了一个较大的样本量，使我们能够应用我们的校正

[45]这六个组分别是：(1) 管理人员/专业人员；(2) 技术支持/行政支持/销售；(3) 服务业；(4) 农业/林业/渔业；(5) 精密生产/手工艺/维修；以及 (6) 操作员、制造工人和劳工。这些组对应于1990年标准职业分类中的职业汇总组。

方法。PSID 的优势在于，回溯编码直接影响了雇主变更者职业转换的测量方式。我们利用这一特点，分别评估编码错误对更换雇主者和雇主留任者的影响，并将结果与使用我们的 **Γ**-校正方法从收入与项目参与调查中得到的结果进行比较。我们发现两个数据集呈现出非常一致的图景。

为评估回溯编码在减少编码错误方面的影响，我们使用 PSID 回溯性职业—行业补充数据文件，其中包含 PSID 工作人员对 1968—1980年期间获取的职业流动记录所做的重新编码。由于 1981—1997年期间的记录未经重新编码，且是在独立访谈下收集的，因此可以利用早期时期的数据构建“干净”的职业流动率，并分析编码阶段测量误差的影响。构建样本时，我们严格遵循 Kambourov和Manovskii（2008、2009年）的方法。该样本的详细信息见补充附录 B.7。

A.3.1 总职业流动率

与 Kambourov and Manovskii (2008) 一样，我们将总体职业流动率定义为：在年份t和$t+1$之间职业代码发生变化的就业工人所占的比例，除以在年份t就业的工人人数。与这些作者一样，我们还考察在年份$t-1$接受访谈时处于就业状态、在t失业，并在年份$t+1$接受访谈时处于就业状态的工人。此外，我们将同一雇主内部职业流动率定义为：在t年和$t+1$年间未更换雇主但职业代码发生变化的就业工人所占的比例，除以t年和$t+1$年间未更换雇主的就业工人人数。类似地，我们将跨雇主职业流动率定义为：在t年和$t+1$年间职业代码发生变化且报告了雇主变更的就业工人所占的比例，除以t年报告在t年和$t+1$年间发生雇主变更的就业工人人数。为识别雇主变更，我们遵循 Kambourov and Manovskii (2009)《附录 A1》中详述的程序。

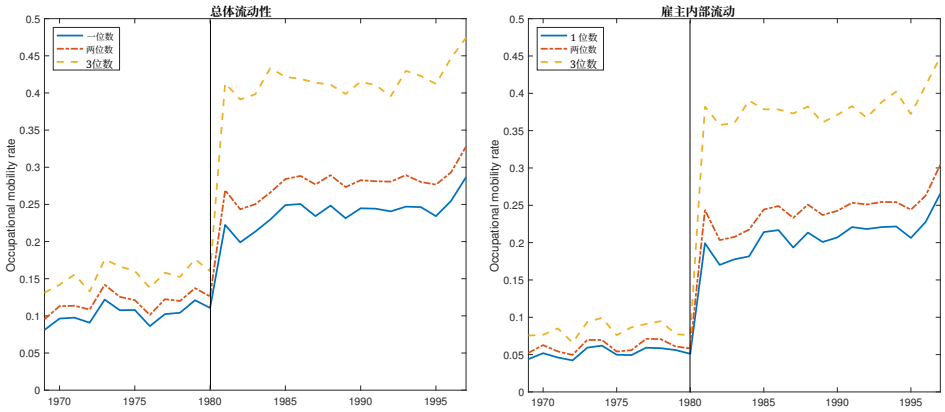


图19：总体及雇主内部职业流动率

图19左侧面板描绘了使用1970年SOC、按一位数、两位数和三位数层级汇总的年度总体职业流动率。当采用回溯性重新编码时，总体职业流动率大幅下降，根据职业代码的汇总层级不同，降幅介于10至25个百分点之间。这些下降表明，所有职业变动中只有38%至45%是真实的。这与 Kambourov 和 Manovskii（2008年）得出的结论非常相似。

图19右侧面板显示，采用回溯编码时，雇主内部 职业流动率的降幅甚至比总体职业流动率更大。相比之下，图20左侧面板显示，当按一位数层级汇总职业时，编码错误对跨雇主 职业流动率的影响要温和得多，几乎无法察觉。因此，这些结果表明，编码错误对总体流动率的影响主要来自未更换雇主的工人。在任一给定年份，雇主留任者平均占所有就业工人的87.1%，而更换雇主的工人占其余的12.9%。基于收入与项目参与调查数据，我们也得出了类似的结论。

接下来，考察编码错误对仅通过一段非就业期变更雇主的工人的职业流动率的影响（*ENE*）。为计算*ENE* 职业流动率，我们考察：(i) 在$t-1$年的访谈日期处于就业状态、在t 年的访谈日期处于非就业状态，并在$t+1$年的访谈日期再次处于就业状态的工人；以及

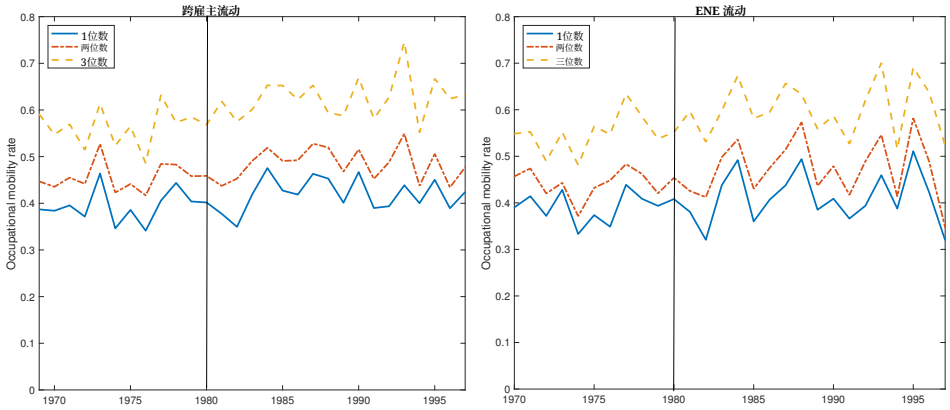


图 20：跨雇主职业流动率

(ii) 在t 年和t + 1年的访谈日期均处于就业状态，但声称在这两次访谈之间经历了非自愿 雇主变更的工人。非自愿变更指工人声称因“企业或工厂关闭”、“被裁员或解雇”，或“临时工作结束”而离职的情况（详情见补充附录B.7）。我们将这些流量除以相应年份中通过一段非就业期变更雇主的工人数。图 20 右图显示，编码员误差似乎再次对这些工人的职业流动率影响较小。

A.3.2 概率模型

在使用 Probit 回归或线性概率模型估计回溯编码的影响时，上述图表所呈现的编码错误影响的直观印象得到了证实。在这些回归中，如果劳动者更换了职业，因变量取值为 1，否则取值为 0。我们纳入了“断点”指标变量：在 PSID 使用回溯编码的年份中，该变量取值为 1。此外，我们还控制了年龄、教育、全职或兼职工作、原职业、居住地区、总体和地区失业率、二次时间趋势以及子女数量。[46]

[46]与 Kambourov and Manovskii（2008）一样，当劳动者接受教育的年限超过 12 年时，教育指标变量取值为 1，否则取值为 0。这样做是为了避免将教育程度分成更多类别时出现小样本问题。地区失业率根据美国各州的失业率计算。

表21显示了 Probit 回归的边际效应。[47] 结果表明，当样本包括所有工人时，回溯编码对降低更换职业的概率产生了显著且较大的影响。此外，“断点”指标的边际效应数值与使用回溯编码时总体职业流动序列发生偏移的幅度非常接近，如图19所示。

表21：测量误差对 PSID 的影响（Probit 边际效应）

	所有工人			跨雇主			ENE		
	一位数	两位数	三位数	一位数	两位数	三位数	一位数	两位数	三位数
失业率	-0.002	-0.004	0.001	-0.026**	-0.025**	-0.021**	-0.058***	-0.057***	-0.032*
区域失业率	-0.003	-0.003	-0.003	0.015**	0.014*	0.013*	0.046***	0.039***	0.022*
Age	-0.008***	-0.008***	-0.011***	-0.007	-0.008	-0.007	-0.025*	-0.029**	-0.022*
年龄的平方	0.6 e-4***	0.6 e-4**	0.9 e-4***	0.4 e-4	0.3 e-4	0.2 e-4	0.26 e-4	0.29 e-4*	0.19 e-3
教育	0.015***	0.016***	0.007	0.026*	0.026*	0.030*	0.024	0.034	0.069**
换行	-0.133***	-0.165***	-0.260***	-0.040	-0.069**	-0.065**	-0.029	-0.077	-0.065
全额	0.034***	0.017	-0.001	-0.019	-0.055	-0.101***	0.051	0.043	-0.065
非就业观测值	39,047	39,047	38,841	4,962	4,935	4,656	1,792	1,782	1,576
R^2	0.010	0.119	0.184	0.040	0.067	0.134	0.064	0.081	0.175

显著性水平： $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$

我们的估计结果还表明，当我们将样本限定为更换过雇主的劳动者，并考察 *ENE* 样本时，回溯编码的影响要温和得多。[48]

A.3.3 PSID与收入与项目参与调查之间编码误差的比较

表21中的点估计表明，对于更换了雇主的人，以及通过非就业期更换雇主的人，为反映编码错误的影响，职业变更概率平均应下调：一位数层级下调3个百分点，二位数层级下调8个百分点，三位数层级下调7个百分点。为了将这些估计值与收入与项目参与调查的估计值进行比较，首先要注意，回溯编码使用的是个人在以往访谈中对“工作种类”的相同描述，因此反映了编码阶段引入的编码错误（见 Sullivan, 2010）。

[47]这些估计结果使用了各项调查提供的个人权重，但使用未加权数据时也得到了类似结果。当对加权和未加权数据使用线性概率模型，以及使用稳健标准误和按年度聚类标准误时，我们也得到了非常相似的结果。[48]我们没有在表21中纳入雇主内部的职业流动，因为正如图形分析所显示的，结果与使用全额样本得到的结果非常相似。

此外，除了这种编码员误差，我们的 **Γ**校正方法还考虑到，编码不一致的来源可能是对同一工作的不同描述（受访者误差）。因此，与回溯编码相比，我们预期使用 **Γ** 校正时需要进行更大幅度的校正。考虑到这一特点，并注意到编码员误差预计是最重要的误差来源（见 Mathiowetz，1992），PSID的估计值与 **Γ**校正方法所隐含的调整幅度非常吻合。

在具体情况下，当将职业汇总为主要类别（2000年标准职业分类或1990年标准职业分类），并使用 **Γ**修正时，非就业者经修正后的平均职业流动率比使用原始 SIPP 数据得到的结果低约11个百分点。鉴于 SIPP 中使用的职业汇总方式与 PSID 中使用的两位数汇总所得到的 ENE 职业流动率非常相近，因此，SIPP 得出的11个百分点调整值接近表21所建议的8个百分点。[49] 由 SIPP 和 PSID 得出的调整值之间的差异（3个百分点），可以粗略估计受访者误差的影响。该估计表明，编码员误差的重要性约为受访者误差的2.6倍。这与 Mathiowetz（1992）的结果高度一致：他指出，在一位数层级汇总编码时，编码员误差的重要性是受访者误差的两倍；在三位数层级汇总编码时，则是受访者误差的五倍。

此外，收入与项目参与调查和PSID数据集都强烈表明，由编码错误导致的职业流动百分比下降在雇主留任者和更换雇主者之间存在显著差异。对于雇主留任者而言，大量转变被认为是虚假的。在 PSID 中，我们发现，在两位数层级，45%的年度职业转变是虚假的；而在收入与项目参与调查中，我们发现，雇主留任者的年度职业转变中有40%是虚假的。对于更换雇主者而言，职业流动减少了约10个百分点

[49]在PSID与收入与项目参与调查（SIPP）数据重叠的1985—1995年期间，采用1990年标准职业分类的主要职业类别时，PSID和SIPP中非就业者的平均“逐年”职业流动率分别约为53.1%和47.6%。

个百分点，但职业流动仍然较高（比较雇主变更者变更前后的职业，约为 40%），无论是在应用回溯编码之后，还是在使用**Γ**-校正之后。如前文所述，这种差异源于：在雇主留任者中，实际职业留任者的比例较高，而编码错误会造成大量虚假流动。对于通过非就业状态更换雇主的人而言，实际职业留任者的比例要低得多，因此可能被判定为虚假职业变动的“风险总体”也更小。[50]

A.4 假设讨论 $A1$和$A2$

现在我们来讨论在分析中限制性最强的两个假设。如前所述，假设$A3$在我们的数据中得到了验证。

A.4.1 假设$A1$

该假设要求，职业代码的取值不取决于工人的劳动力市场经历、人口统计特征，也不取决于其在样本中出现的时间。因此，该假设意味着，个人逐字回答中的错误完全由其工作性质所决定，因而只取决于其真实职业。它还意味着 **Γ** 是时不变的。由于我们在实施校正方法时广泛运用了这些推论，现在进一步考察它们，以帮助评估$A1$的可信度。我们的主要结论是，我们的 **Γ** 校正方法似乎能够捕捉不同职业间错误编码的异质性，而且这一结果在对总体子样本进行估计时依然稳健。同样，我们发现，尽管 **Γ** 矩阵是用1985年—1986年的数据估计得出的，但它能够很好地捕捉近年来观察到的错误编码。

A.4.1.1 工人异质性

我们研究了工人异质性的两个方面，它们可能会对 **Γ** 得出截然不同的估计。我们首先考察对职业问题答案的准确性是否遭到质疑。

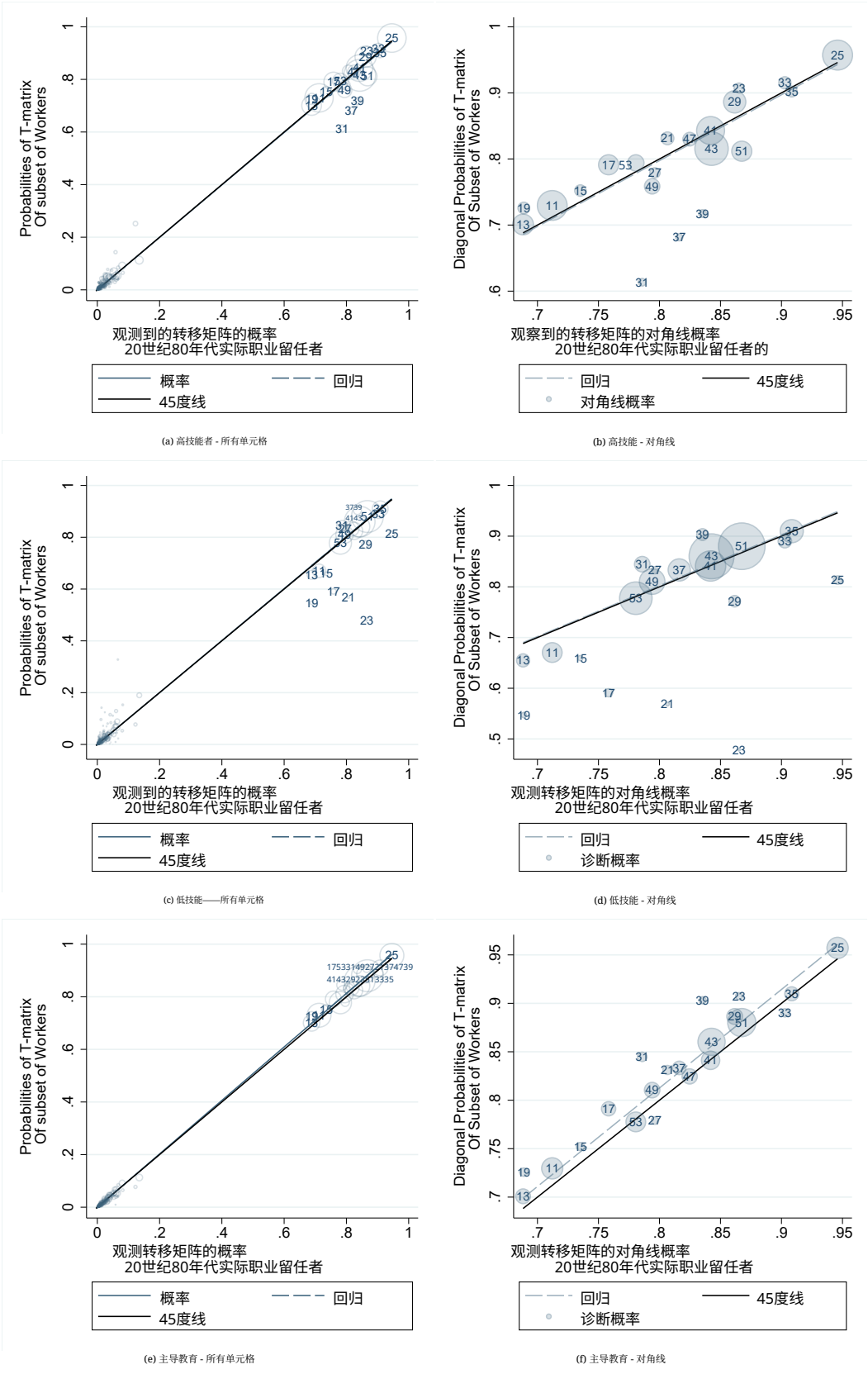
[50]vom Lehm 等人（2021）分析了在合并流动者与留任者时，编码错误对当前人口调查（CPS）中职业流动的影响，并发现其结果与我们基于相同合并样本在收入与项目参与调查（SIPP）中得出的结果相似。

职业问题是否受到工人的受教育程度差异的影响。一个令人担忧的问题是，受教育程度更高的工人能够更好地解释他们所从事的工作类型，因此，与受教育程度较低的工人相比，这些工人中的编码错误可能较少。随后，我们考察职业信息的准确性是否受到工人访谈状态的影响。在收入与项目参与调查中，工人要么亲自向访谈员报告自己的职业（自我报告），要么由同一家庭中的另一人报告其职业（代理报告）。令人担忧的是，代理报告者的回答更容易出现编码错误。

我们的分析基于使用1985—1986年样本重新估计 $\mathbf{\Gamma}$，但采用根据不同受教育程度类别和访谈状态划分的子样本。如上文所述，估计过程会得出一个纯粹反映虚假流动的转移矩阵，$\hat{}\mathbf{T}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$（如表3中1990年标准职业分类所示）。随后，我们可以将各子样本的估计矩阵与主分析中计算出的矩阵进行比较。通过这一比较，我们可以考察上述特征是否会导致不同程度的错误编码，即使在控制职业的情况下也是如此。

教育差异 为研究教育差异的影响，我们将1985—1986年样本分为两组：（i）高技能工人，指至少接受过部分大学教育的所有个人；（ii）低技能工人，指学历不高于高中学历的所有个人。样本中约有三分之一属于高技能组。请注意，数据中的职业与教育程度高度相关。例如，建筑与工程职业中几乎没有未接受大学教育的工人，而生产类及部分服务类职业中几乎没有接受过大学教育的工人。因此，控制职业后，教育的部分影响已经得到体现。不过，本分析旨在评估职业内部教育差异对错误编码程度的影响。

每个面板 (a)–(d) 的图30b都描绘了一个散点图，其中，y轴表示转移矩阵 $\hat{}\mathbf{T}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 的元素，该矩阵是针对高技能子样本（面板 (a)–(b)）或低技能子样本（面板 (c)–(d)）估计得到的；x轴表示 $\hat{}\mathbf{T}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$ 的元素，该矩阵是在我们的主要分析中估计得到的。我们采用2000年标准职业分类中的主要职业类别，并对角线元素采用与表19中相同的职业编号。面板 (a) 和 (c) 展示了相关-



(a) 高技能者 - 所有单元格

(b) 高技能 - 对角线

(c) 低技能——所有单元格

(d) 低技能 - 对角线

(e) 主导教育 - 所有单元格

(f) 主导教育 - 对角线

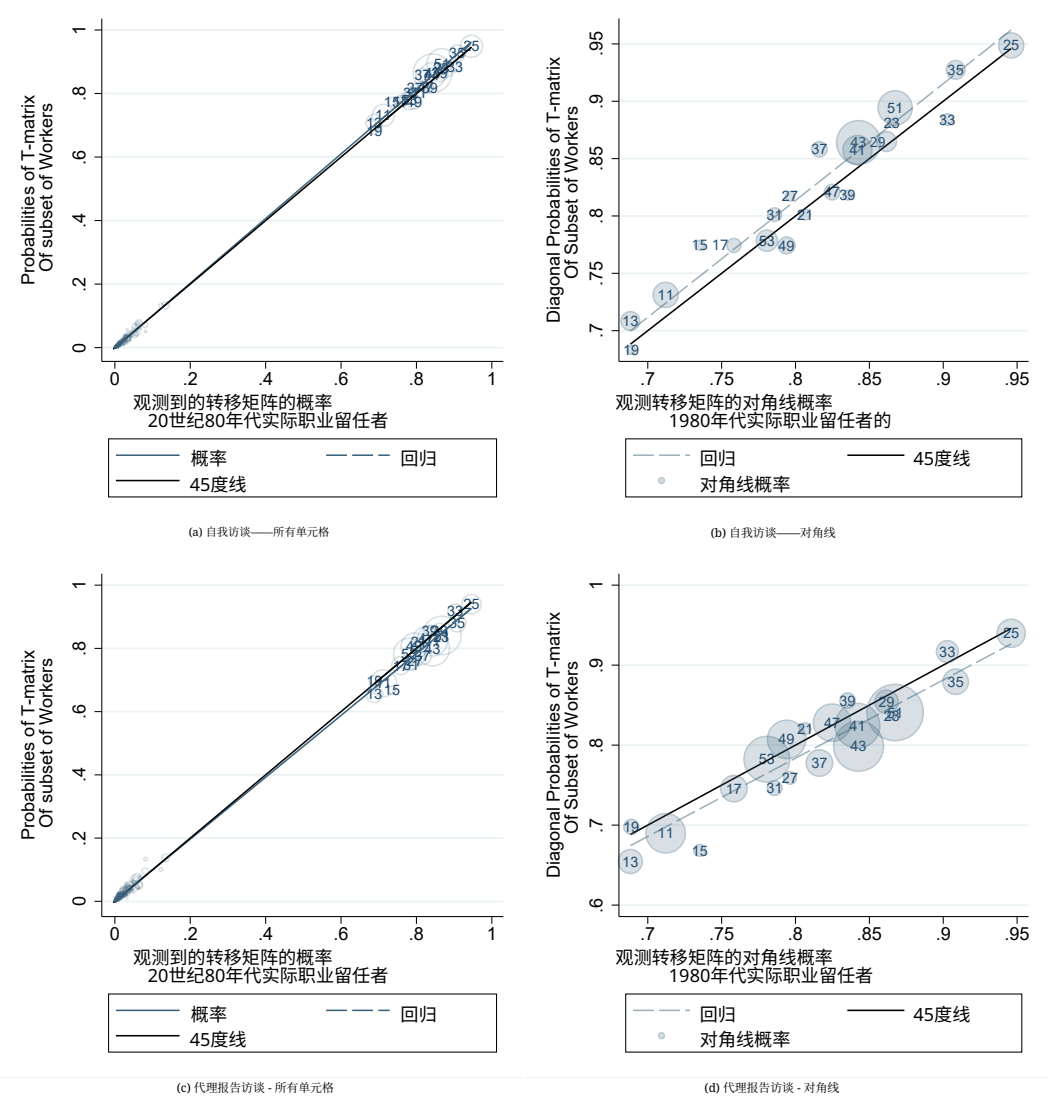
图表 e 21：按教育程度比较估计的虚假转换矩阵 n

相应矩阵，而面板 (b) 和 (d) 仅关注对角线元素。正是在后者中， $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵体现了被正确编码的概率的异质性。尽管校正方法在形式上涉及应用 $\mathbf{\Gamma}$ 的逆矩阵，但对角线元素与错误编码概率之间存在直观联系。对角线元素越高，错误编码通常越少。还需注意，由于这些转变矩阵中的大部分质量集中在对角线元素上，因此它们将出现在图的右上方，而非对角线元素则会更接近原点。对于前者，我们还在其周围绘制圆圈，以表示职业的相对规模。

如果劳动者之间的教育差异会造成截然不同的编码错误，我们就会观察到相对于45度线的较大偏离。后者将表明，在我们的主要分析中得到的编码错误与考虑劳动者教育差异后得到的编码错误之间存在显著差异。相反，面板 (a)-(d) 显示事实并非如此。编码错误的相关性非常接近于 1。使用普通最小二乘法对观测值拟合回归线后，我们发现回归线几乎与45度线重合。

图30b的面板(e)-(f)展示了另一种评估教育差异对编码错误影响的方法。在这种情况下，我们仅考虑每个职业中拥有最主要教育背景（占比超过50%）的工人的观测值。也就是说，我们反事实地将归因于占主导地位的教育群体的编码错误施加到该职业中的所有工人身上。与之前一样，如果控制职业后教育差异对编码错误有实质性影响，那么我们会观察到回归线显著偏离45度线。相反，我们再次观察到两者非常接近，只有对角线元素导致了轻微偏离（另见下文表22）。

访谈状态差异为考察劳动者的访谈状态差异对错误编码的影响，我们将1985—1986年样本分为两组：一组是在连续两个调查波次中均接受面对面访谈（本人访谈）的受访者；另一组是在至少一个调查波次中由代理人提供信息（代理报告）的受访者。样本大致被平分为两组：55%接受了面对面访谈，45%涉及代理报告。



(a) 自我访谈——所有单元格 (b) 自我访谈——对角线

(c) 代理报告访谈 - 所有单元格 (d) 代理报告访谈 - 对角线

图22：按访谈状态比较估计的虚假转换矩阵

图22展示了与上述描述相同的散点图分析，但这次使用的是访谈状态，而不是教育程度。我们可以观察到，对于这些子样本中的每一个，其转移矩阵 $\hat{\mathbf{T}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$ 的各元素与我们主要分析中估计的转移矩阵 $\hat{\mathbf{T}}^{\mathbf{I}}_{\mathbf{s}}$ 的各元素之间存在非常高的相关性。在这种情况下，回归线也几乎与45度线重合，仅在对角线元素处存在非常轻微的偏离。这种偏离意味着，对于接受面对面访谈的人而言，斜率略高于1；而对于接受代理报告访谈的人而言，斜率略低于1。这表明，与接受代理报告访谈的人相比，自我报告访谈的人似乎更加准确，虚假流动略少。不过，在两种情况下，我们都得出了非常相似的结论。职业

例如，管理人员、商业和金融算子、计算机与数学职业以及物理科学家更容易出现错误编码；而教育、培训和图书馆职业、餐饮服务业及防护服务等职业则较不容易出现错误编码。

还可以利用教育与访谈状态类别之间的交互作用进一步细分分析，从而深入了解情况。不过，上述分析表明，再次将样本细分为这些类别，并不会显著改变我们估计的$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$，因而也不会显著改变 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵。

对测量的职业流动的影响 表2总结了上述结果，表明在所有子样本中估计的真实留任者总体职业留任水平，与我们在主要分析中估计的水平非常相似。使用矩阵所有元素计算的相关性几乎为1。如上所述，仅考虑对角线元素时，这些相关性虽有所下降，但仍然很高。也就是说，$\mathbf{\Gamma}$ 矩阵捕捉到了不同职业之间的错误编码差异；这些差异存在于（i）由个人本人接受访谈或由代理报告提供其信息这两种情况下，以及（ii）不同教育类别之间。[51]

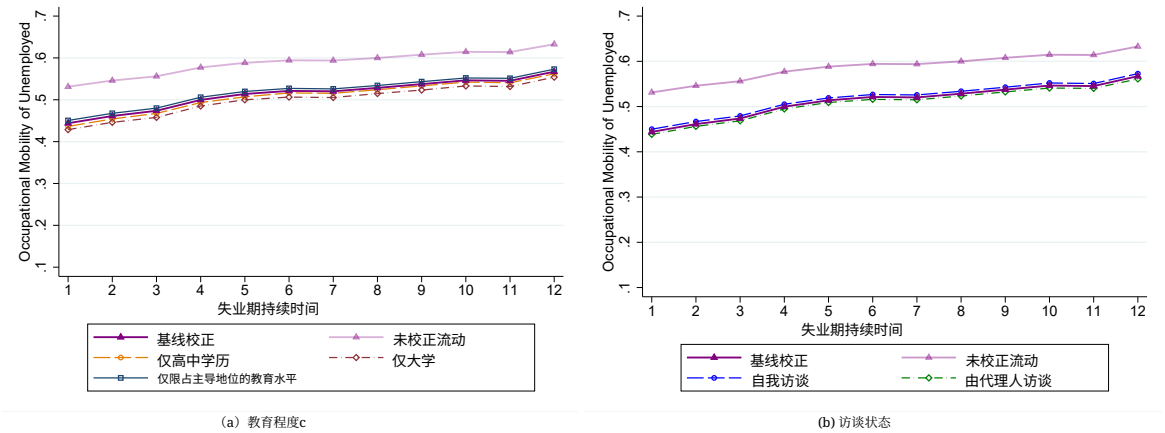
表22：真实留任者的观测职业留任情况，跨$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$估计值的相关性。

	水平 发生次数 停留	与基线的相关性 all	 diag		水平 发生次数。保持	与基线的相关系数 all	 diag
基线	0.822	1.000	1.000	**教育**			
按访谈状态				主导教育程度	0.832	1.000	0.982
自行面试的	0.838	1.000	0.979	高技能	0.799	0.998	0.900
代理访谈	0.799	0.999	0.953	低技能	0.828	0.999	0.867

接下来，我们应用为上述每个工作子群体获得的隐含 $\mathbf{\Gamma}$ -

[51]有趣的是，高技能工人被错误编码的可能性略高于低技能工人。这可能是因为高技能工人通常从事的职业比低技能工人通常从事的职业更加专业化，因此前者更容易发生错误编码。事实上，错误编码的增加主要反映在高技能工人通常从事的职业中（2000年标准职业分类中的11至29类）。在估计的$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$中，这些职业的职业留任者比例为78.1%；而低技能工人通常从事的职业（2000年标准职业分类中的31至53类）的职业留任比例为83.7%。如果只考察所有职业中的高技能工人，我们发现职业留任比例为79.9%；而如果只考察所有职业中的低技能工人，则职业留任比例为82.8%。

ers 用于校正正文第2.2节所记录的流动性-持续时间曲线。图 23a 展示了使用来自高技能和低技能工人的 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵时的流动性-持续时间曲线。图 23b 展示了相同的流动性-持续时间曲线，但这次使用来自自我报告和代理报告受访者的 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵。在两幅图中，我们都绘出了未校正的流动持续时间曲线（未进行任何平滑处理），以及使用我们的基线 $\mathbf{\Gamma}$ 校正后的曲线。



(a) 教育程度c　　(b) 访谈状态

图 23：根据子样本估计的经校正流动性-持续时间曲线 $\mathbf{\Gamma}$

我们可以看到，使用教育程度子样本得出的 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵时，推导出的流动—持续时间曲线与主要分析中得到的结果非常相似。使用高技能样本衡量所有职业（包括大学学历劳动者极少的职业）中的错误编码时，所得曲线与基线曲线仅相差 1—1.5 个百分点。使用低技能样本分析所有职业时，我们也得出了非常相似的结论。仅利用某一职业中占主导地位的教育程度人群的信息进行校正后，所得流动—持续时间曲线也与原始曲线十分接近。此外，使用自我访谈或代理报告子样本所隐含的 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵时，我们再次得到了与主要分析结果几乎没有差异的流动—持续时间曲线。因此，这些证据表明，教育程度或访谈状态的差异（及其交互作用）不会影响主要校正分析得出的结论：职业流动率很高，略高于 40%，并且会随着失业持续时间增加而温和上升。

A.4.1.2 Γ 的时间不变性

如前所述，我们使用 1985—1986 年的 SIPP 面板估计 **Γ** 校正矩阵，然后将其应用于截至 2014 年的职业流动数据。此项应用引发的一个重要问题是：正如假设*A*1 所示，在样本后期估计的编码错误是否仍然适用。要直接评估这一点，我们需要在较晚时期重新应用校正方法，并将较新的编码错误校正矩阵与基线矩阵进行比较。要进行这项分析，我们需要一个在 2000 年代将职业相关访谈方式从依赖式访谈改为独立访谈的美国数据集。然而，我们并不知道有任何数据集进行过这种重新设计。由于这一障碍，我们转而采取另一种方法。我们考察一组可能是职业留任者、但其职业信息采用独立方式编码的劳动者，因此其中一些人会被观测为职业流动者。随后，我们评估 **Γ** 矩阵预测这些劳动者观测到的职业流动情况的能力，尤其是在较近年份中的预测能力。若预测能力较强，则说明使用 1985—1986 年数据估计的编码错误在整个样本期内仍然适用。

受 Fujita和Moscarini（2017年）的启发，我们使用临时解雇工人来近似这一职业留任者群体。这些作者的实证研究表明，临时解雇工人在被先前的雇主召回后，转换职业的可能性很低。因此，假设这组工人主要由真实职业留任者构成，并且能够很好地近似后者群体，是合理的。然而，我们没有像 Fujita和Moscarini（2017年）那样使用收入与项目参与调查来衡量临时裁员，而是使用当前人口调查（CPS）。选择这一做法的主要原因是，当前人口调查中的依赖式访谈仅适用于当月和前一个月均有就业的人员（例如，参见《当前人口调查访谈手册》（2015年））。这意味着，处于临时解雇状态的失业者的职业信息将独立编码。相比之下，由于收入与项目参与调查每四个月进行一次访谈，因此无法保证失业期最长为4个月的临时解雇工人在再就业时，其职业信息会被独立编码。

（逐单元格）转移矩阵之间的相关性				
	全部，<13周		所有三位数行业留任者	
当前人口调查年份	所有单元格	对角线	所有单元格	对角线
1994—2021年	0.991	0.844	0.993	0.805
1994年-2004年	0.986	0.816	0.990	0.823
2004年-2014年	0.989	0.790	0.992	0.742
2014—2021年	0.989	0.812	0.990	0.710

表23：观察到的临时裁员转移矩阵与虚假转变的相关性（来自 **Γ**）

因此，如果绝大多数临时裁员者都是独立编码的真实职业留守者，且 **Γ** 编码错误会随时间持续存在，那么即使我们考察三十年后的临时裁员者，也会发现主分析中估计的转移矩阵$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$各元素与临时裁员后重返工作岗位的这些工人所观察到的转移矩阵各元素之间存在正相关性。表23使用CPS 1994年重新设计之后的几个时期的数据，展示了这项分析的结果。前两列指的是所有在再就业前处于临时裁员状态不足13周的工人；后两列则指其中失业时间不足13周、且在采用三位数行业汇总时被观察到再就业后仍留在原行业的临时裁员者子样本。尽管后一组的样本量较小，但其中更有可能包含实际职业留任者。这是因为职业和行业流动往往相伴发生。我们将在下文回到这一点。[52]

在临时裁员的两个样本中，表23显示了使用2000年标准职业分类时，其观测到的职业转移矩阵与$\hat{\mathbf{T}}_{\mathbf{s}}^{\mathbf{I}}$之间的相关性，该矩阵根据1985年—1986年收入与项目参与调查数据获得。人们可以立即看到，临时裁员者之间观测到的职业流动模式与 **Γ** 矩阵所隐含的职业流动模式之间的相关性非常高。此外，即使聚焦于2014—2021年——即我们的收入与项目参与调查分析结束后的时期——相关性的数值在时间上也几乎没有变化。特别是，在纳入矩阵的所有元素时，相关性几乎为1（或者，纳入所有单元格时，结果非常相似，但此处未展示）

[52]1994年之后的样本量，对于所有持续时间少于13周的临时裁员而言，约为45,000；对于行业留任者中的临时裁员而言，约为30,000。这些数字的十年样本（1994年—2004年、2004年—2014年、2014—2021年）约为上述数字的1/3。

（正概率）。不过，在这项分析中，出现一定程度的正相关性并不意外，因为两张矩阵的对角线上的数值理所当然地更接近 1，而其他一些单元格的数值自然会更接近或等于 0。因此，更严格的检验是仅考察对角线元素的相关性。我们再次观察到较高的相关性（所有时期均为 $\rho > 0.7$）。事实上，根据 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵得出的编码错误，可以解释当前人口调查样本后半段临时裁员者职业转换对角线上约三分之二的异质性方差（$\rho = 0.80$）。

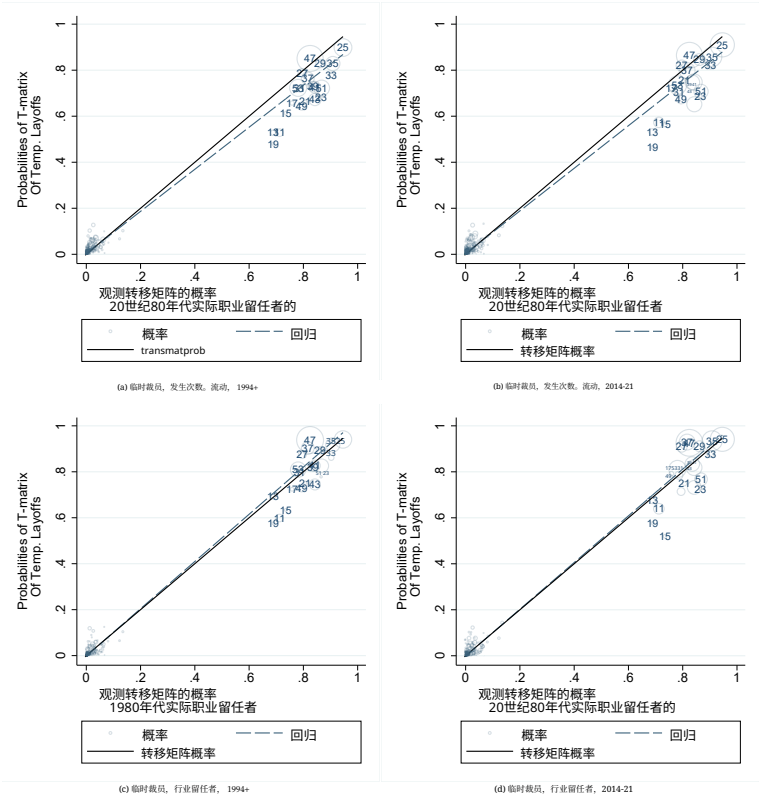


图24：比较当前人口调查中的临时裁员与收入与项目参与调查中的虚假转移矩阵

图24 展示了与上一节相同的练习，不过现在我们在y轴上绘出临时裁员职业转移矩阵中每个元素相对于 $\mathbf{\Gamma}$ 所隐含的转移矩阵相应元素的取值。上排考察所有临时裁员（失业时间不足 13 周），下排则考察同时也是行业留任者的临时裁员子群体。我们观察到，根据 $\mathbf{\Gamma}$，最容易被错误编码的职业，也是在临时裁员群体中观察到的职业：管理人员，

商业和金融运营、计算机和数学职业以及物理科学。相反，根据 Γ，最不容易被错误编码的许多职业，也是临时裁员中涉及的职业：医疗保健从业人员、防护服务、食品准备服务，尤其是教育工作者。图24.b 和图 24.d 考察了较近时期（2014—2021年）的临时裁员情况，显示这些模式总体上随时间保持稳定（尽管波动略大）。

一些注意事项 即使编码错误完全持续存在，观测到的临时裁员转移矩阵与我们的校正矩阵之间的比较，也可能受到上一节未考虑的其他因素影响。

首先，也许最重要的是，将 Γ 背后的职业转移与临时裁员背后的职业转移进行比较，依赖于这样一个假设：后一组工人既涵盖了全部职业留任者（及其错误编码），同时又不包含其他类型的工人，即真正的流动者。偏离这一要求很可能会降低观察到的相关性。考察临时裁员中是否存在真正的流动者的一种方法，是考察其净流动数量——因为错误编码会夸大超额流动，而不是净流动。在考察所有临时裁员时，其平均职业净流动率（如论文第2.3节所定义）显著低于所有失业者，仅约为后者的1/3。如果我们假设真正的总流动与净流动大致成比例，这将表明临时裁员中真正的留任者占比要高得多。然而，由于净流动并未降至零，因此必然仍有一部分真正的流动存在。后者似乎很可能解释了为什么，尽管图24的顶行显示两个转移矩阵之间存在高度相关性，但相对于第4.1.1节研究的情形，回归线的斜率距离45度线稍远一些。然而，如果我们聚焦于同时也是行业留任者的临时裁员子群体，就会发现，相对于所有临时裁员，他们的平均职业净流动率又下降了三分之一。[53] 这有力地表明，在这一临时裁员工人子群体中，绝大多数确实是职业留任者，因此能够提供一种更准确的方式来评估编码错误的持续性

[53]注意，在理论上，虚假职业变动可能与虚假行业变动的实现相关联，而假设舞蹈1并未排除这种情况。

在 $\mathbf{\Gamma}$ 中。与这一结论一致，我们从图24底行可以观察到，同时也是三位数行业留任者的临时裁员者的回归线更接近45度线。[54]

其次，CPS与SIPP之间可能存在一些差异，从而影响职业信息及其编码，例如两项调查中关于职业的问题存在（轻微）差异。[55] 鉴于两项调查（以及不同时期）在职业方面存在许多相似之处，我们预计这一因素并不十分重要。第三，可能存在有限样本因素。CPS十年窗口的样本量低于在SIPP中用于估计 $\mathbf{\Gamma}$ 的样本（分别参见脚注15和第1.3节）。我们观察到一些迹象表明，对于较小的CPS十年窗口，样本量可能使有限样本噪声发挥一定作用。具体而言，1994年-2020年期间暂时性裁员转移矩阵的总体相关性（0.843）高于其与相应子集1994年-2004年、2004年-2014年、2014年-2020年之间的相关性（约为0.80）。

强调这些因素后，值得注意的是，即使在过去十年中，根据 1985年—1986年收入与项目参与调查面板估算出的编码错误校正矩阵，也能解释临时裁员转移矩阵对角线上方差的二分之一到三分之二。尽管收入与项目参与调查中 $\mathbf{\Gamma}$ 背后的工人与当前人口调查中的临时裁员者所处的劳动力市场状况大不相同（严格来说，就业状态也不同），这些相关性仍然很高。总体而言，这表明，使用 $\mathbf{\Gamma}$ 所隐含的误编码校正后，我们能更准确地了解错误编码的情况，而不只是对所有职业一视同仁地进行简单的统一水平调整（按构造，这种调整与虚假职业流动转移矩阵对角线上的异质性相关性为零）。

对测量的职业流动的启示 作为最后一项练习，我们使用这部分劳动者观察到的职业转移矩阵，他们曾经是

[54]如前所述，如果某些虚假行业流动的实现值与虚假职业流动的实现值相关（假设$A1$并未排除这种情况），那么我们的样本可能受到过多限制，无法完全满足包含一组具有代表性的实际职业留任者这一条件。不过，回归线与45度线之间的差异仍然很小。[55]例如，如果受访者报告的职业描述被CPS认为过于笼统，访谈员会进一步提供一份更具体的职业列表，供受访者选择（《CPS手册》附录2，2015年）。标准的SIPP文档没有记载类似的问答流程。

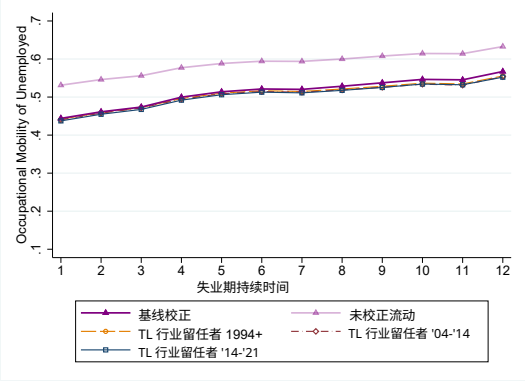


图25：根据临时裁员和 $\mathbf{\Gamma}$ 修正后的流动性-持续时间曲线

在临时裁员期间，并被观察为行业留任者，而非使用 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵，以校正我们收入与项目参与调查样本中失业者的流动性-持续时间曲线。我们考察这部分工人，因为其中实际职业留任者的比例最高，因此能与根据 $\mathbf{\Gamma}$ 矩阵得出的流动性-持续时间曲线进行更准确的比较。图25显示，校正后的两条曲线几乎无法区分，尤其是在失业期的前六个月。无论我们是将所有在临时裁员期间留在原行业的工人作为校正矩阵的基础，还是考察2004—2014年这一子时期，甚至考察2014—2021年，结果都一样。在所有这些情况下，我们都发现职业流动率较高，并且会随失业持续时间延长而适度上升，与我们的主要分析结果一致。

总而言之，以上证据有力地表明，$\mathbf{\Gamma}$ 编码错误在2010年代仍然存在。

A.4.2 假设$A2$

该假设要求：真实职业为 i 却被错误编码为 j 的工人数量，与真实职业为j 却被误- 编码为i 的工人数量相等；这一假设是推导方程（8）并求解 $\mathbf{\Gamma}$ 所必需的。尽管这一假设显然较强，但需要注意的是，它是Keane 和Wolpin（2011年）提出的假设的较弱版本，随后也被用于离散选择模型的结构性估计。具体而言，Roys 和 Taber（2017）使用这一假设来纠正职业分类误差。他们要求

真实职业为i的工人被错误编码为职业j的数量，与所有$i \neq j$无关，并由一个常数给出。这意味着，在他们的“混淆”矩阵中，所有非对角线元素都相同。相比之下，我们的方法允许$\mathbf{\Gamma}$中的非对角线元素存在差异（并能恢复这些差异），显示出双边职业错误编码中的巨大异质性（另见 Sullivan，2009年）。

表24：职业流动和失业持续时间

	健康教授，中小学/大学教师	账户、建筑、法律技术，其他	管理人员、官员、业主	文书工作人员工人	零售与销售工人
中断	-0.0002	0.0040	-0.0014	0.0034	0.0044
	(0.0027)	(0.0039)	(0.0043)	(0.0033)	(0.0030)
常数	0.0458***	0.0774***	0.1459***	0.0966***	0.0510***
	(0.0040)	(0.0100)	(0.0064)	(0.0134)	(0.0121)
时间趋势	X	X	X	X	X
R^2	0.8482	0.9619	0.8552	0.8294	0.8793
	工头工人	工匠同类工人	操作工同类工人	劳动者工人	其他服务人员工人
休息	-0.0004	0.0012	0.0031	-0.0085***	-0.0031
	(0.0023)	(0.0029)	(0.0044)	（0.0017）	(0.0023)
常数	0.0179***	0.0494***	0.1717***	0.0524***	0.0907***
	(0.0034)	（0.0043）	(0.0066)	(0.0015)	(0.0027)
时间趋势	X	X	X	X	X
R^2	0.6108	0.7911	0.9110	0.8437	0.4639

显著性水平：$^{*}p < 0.1$，$^{**}p < 0.05$，$^{***}p < 0.01$

遗憾的是，我们无法直接利用收入与项目参与调查数据检验假设$A2$。相反，我们可以考察是否有证据支持$A2$的一项重要推论：编码错误不会改变工人之间的职业分布。PSID 回溯编码练习适合用于此项分析，因为它提供了1968—1980年期间工人的清理后职业代码，但没有纠正1981—1997年期间分配给同一批工人的职业代码中的编码错误。假设$A2$意味着，在控制时间趋势后，我们不应观察到这两个时期各个职业的贡献发生显著变化。

表24报告了将1968—1997 年间某一职业的贡献度回归于“断点”指标和三次多项式时间趋势所得的结果。[56] 我们可以看到，职业编码中的分类错误似乎并未显著改变收入动态追踪调查样本中职业的分布。我们发现，断点指标几乎为零，且在统计上不显著，非熟练工人这一职业除外。然而，即便在这种情况下，其影响

[56]使用更高阶多项式也会得出类似结果。此外，我们排除了武装部队和农业职业类别，因为这些类别未纳入我们的主要分析。

编码错误也仅使贡献度平均下降0.85%。考虑到这是一个占比较小的职业，1980年和1981年的贡献度分别为4.20%和3.60%，编码错误在这方面的影响似乎并非首要问题。

参考文献

[1] Abowd, J. 和 A. Zellner。1985年。“估计劳动力总流动”。《商业与经济统计杂志》，3 (3)：254-283。

[2] Campanelli, P.、K. Thomson、N. Moon 和 T. Staples。1997年。“英国职业编码的质量”。载于 L. Lyberg、P. Biemer、M. Collins、E. de Leeuw、C. Dippo、N. Schwarz 和 D.Trewin（编），调查测量与过程质量，437-453。纽约：Wiley。

[3] Hausman, J.、J. Abrevaya 和 F.M.Scott-Morton。1998。“离散响应情境下因变量的错误分类”，《计量经济学杂志》，87：239-269。

[4] Hill, D. 1994。“面板调查中依赖式与独立式数据收集的相对经验有效性”。《官方统计学杂志》，10 (4)：359-380。

[5] Jäckle, A. 和 S. Eckman. 2020. “这还是同一个吗？它发生变化了吗？关于使用依赖式访谈测量变化的准确性”。《调查统计与方法学杂志》，8(4)：706-725。

[6] Jäckle, A. 2008. “依赖式访谈：对受访者负担和数据收集效率的影响”。《官方统计学杂志》，24 (3)：1-21。

[7] Fujita, S. 和 G. Moscarini. 2017. “召回与失业”。《美国经济评论》，第 102(7) 卷：3875-3916。

[8] Kambourov, G. 和 I. Manovskii. 2013. “使用（3月）当前人口调查和收入动态面板研究数据研究劳动者流动的注意事项”，《宏观经济动态》，17(1)：172-194。

[9] Kambourov, G. 和 I. Manovskii。2009年。“人力资本的职业专用性”。《国际经济评论》，50 (1)：63-115。

[10] Kambourov, G. 和 I. Manovskii。2008年。“美国不断上升的职业和行业流动：1968—1997年”。《国际经济评论》，49 (1)：41-79。[11] Keane, M. 和 K. Wolpin，2011。“父母转移支付和借贷约束对教育程度的影响”。《国际经济评论》，42 (4)：1051-1103。[12] vom Lehn, C.、C. Ellsworth 和 Z. Kroff，2021。“协调当前人口调查中的职业流动”，《劳动经济学杂志》，即将出版。[13] Lynn, P. 和 E. Sala。2007年。“衡量就业特征的变化：依赖式访谈的影响”。《国际公共舆论研究杂志》，18 (4)：500-509。[14] Mathiowetz, N.。1992年。“职业报告中的错误”。《公共舆论季刊》，56：332-135。[15] Magnac, T. 和 M. Visser。1999 年。“ 存在测量误差的转移模型”，《经济学与统计学评论》，81 (3)：466-474。[16] Moscarini, G 和 K. Thomsson。2007年。“美国的职业和工作流动”。《斯堪的纳维亚经济学杂志》，109 (4)：807-836。[17] Poterba, J. 和 L. Summers。1986年。“报告误差与劳动力市场动态”。*Econometrica*，54 (6)：1319-1338。[18] Roys, N. 和 C. Taber。2017。“技能价格、职业与工资结构的变化”。未发表稿。伦敦大学皇家霍洛威学院经济系。[19] Sullivan, P.。2010年。“关于职业和行业专用人力资本的实证证据”。《劳动经济学》，17 (3)：567-580。[20] Sullivan, P.。2009年。“职业被错误分类时职业选择模型的估计”。《人力资源杂志》，44 (2)：495-535。

补充附录B：数据中的职业流动

在本附录中，我们详细考察通过失业期更换雇主的劳动者的职业流动模式，以补充论文中记录的实证模式。第1节记录了总职业流动与失业持续时间之间的关系。我们表明，在考察不同的职业分类和非就业期类型时，总职业流动率较高，并随就业历时适度上升。我们还表明，这一关系广泛存在于不同人口群体和个人职业之中。第1节的主要结论是，正文中记录的总体流动-持续时间曲线并非由构成效应驱动；所谓构成效应，是指某些人口群体和/或个人职业具有较高的流动率和较短的失业期，而与此同时，其他群体和职业则具有较低的流动率和较长的失业期。这一发现为我们的理论模型所作的假设提供了依据：不同职业共享一个共同的特质（z-生产率）过程。

第2节考察超额流动和净流动在多大程度上推动总职业流动，并再次采用不同的替代分类和非就业期类型。这里的主要结论是，超额职业流动是上述总职业流动与失业持续时间关系背后的主要驱动力。尽管如此，我们在净流动中发现了清晰的模式，这与工作极化文献的观点一致。这些发现为我们在理论模型中刻画劳动者的职业选择方式提供了依据。

第3节考察了失业工人在商业周期中的职业流动的周期性模式。我们记录了总职业流动呈顺周期性。这一模式不仅存在于平均流动率中，也存在于整个职业流动—失业持续时间曲线中。在此我们表明，总职业流动的周期性并不取决于职业分类或是否纳入非就业期；在控制人口统计特征和个人职业固定效应时，这一现象同样存在。我们还表明，总职业流动的顺周期性是由

超额流动。相比之下，我们记录到职业净流动呈反周期性，再次显示出与工作极化文献一致的周期性模式。

第4节考察样本中失业者和非就业者的总体危险函数。根据我们的失业定义，这些危险函数呈现负的持续时间依赖性，但依赖程度较弱。随后我们表明，职业流动者离开失业状态所需的时间比职业留任者更长，而且这种差异在经济衰退期扩大，在经济扩张期缩小。我们认为，流动者和留任者的失业持续时间差异与流动过程本身有关，而非源于职业或人口构成效应。

在第5节中，我们使用当前人口调查和PSID，进一步考察非就业者总职业流动的规模及其周期性。第6节利用收入与项目参与调查专题模块中的自我报告职业和工作任期数据，计算职业流动率。此处的优势在于，职业变动信息并非依据职业代码，而是依赖劳动者对“职业”“工作种类”或“工作领域”的个人判断。我们再次发现，失业者的总职业流动率较高，且呈顺周期变化，并随着非就业时长增加而适度上升。第7节介绍数据构建的具体细节。

B.1 职业流动- 失业持续时- 间概况

在此，我们分析1983—2013年期间观察到的职业流动与失业持续时间之间的长期关系。我们将这种关系称为职业流动—失业持续时间特征，简称流动—持续时间特征。我们进一步支持一项主要实证发现：那些通过失业期更换雇主的工人，其职业流动程度很高，并且随着失业期持续时间的增加而适度上升。我们使用“适度”一词，是为了表明至少40%的长期失业工人会回到他们之前的主要职业】【。

在再就业时的职业转换。我们表明，在采用其他职业分类，以及将主要职业汇总为基于任务的类别时，这一模式仍然成立（见Acemoglu 和Autor，2011年）。当考察非就业期而不仅仅是失业期时，这一模式同样成立；在性别、教育和年龄组中，以及在个人职业层面上，也都可以发现这一模式。这些发现十分重要，因为它们回应了这样一种担忧：总体流动-持续时间曲线是由不同持续时间下失业流出者在人口统计或职业构成上的差异所驱动的。这表明，这些子群体之间存在一个共同的潜在过程，使得长期失业的失业工人仍然与其先前的职业保持显著联系。

表25报告了不同职业类别和人口群体的估计流动性-持续时间曲线。具体而言，面板 A 报告了经 Γ校正的流动性-持续时间曲线，其中第一行显示所有失业（非就业）期的平均职业流动率，第二行报告了完整失业时长与职业流动之间线性关系的普通最小二乘法估计值，即 β_{dur}。为估计后者，我们计算失业持续时间相同的所有工人的原始职业转移矩阵。随后，我们对该矩阵进行 Γ校正，并计算校正后的平均职业流动率。对于完整失业时长为 1 至 14 个月的每个月，均进行上述计算。我们通过将平均流动率对完整失业时长进行回归来估计 β_{dur}；回归时以相应时长组的工人数对每个月的观测值加权（这需要按月对个人权重求和）。

B面板以与面板 A 相同的方式报告未校正的流动性-持续时间曲线。不过，由于在未校正数据中，我们可以利用个人工人的失业期来估计 β_{dur}，因此我们对以下线性概率模型进行回归（probit 回归的结果几乎完全相同）

$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_{\text{dur}} \text{ duration of U (or N) spell} + \varepsilon, \tag{R1}$$

其中，$\mathbf{1}_{\text{occmob}}$ 是一个二元指标：如果劳动者在其失业（非就业）持续期结束时更换了（未更换）职业，则取值为 1（0）；“U（或 N）持续期的持续时间”是个人已经完成的失业—

就业（非就业）持续期，ε 是误差项。个人层面的未校正数据的优势在于，我们可以将劳动者的特征纳入考虑，并评估这些特征在塑造流动性-持续时间曲线中的作用。这一点体现在面板 C、D 和 E 中。

表25第（1）列展示了我们的基准结果，该结果基于2000年人口普查职业分类（即2000年标准职业分类）的主要职业群体。为在整个研究时期内一致使用2000年标准职业分类，我们应用了明尼苏达大学综合公共微观数据系列的同质化程序，将收入与项目参与调查中使用的早期分类转换为该分类。2000年标准职业分类在最汇总层级上包含23个主要职业群体；由于我们将“军队”和农业职业排除在样本之外，因此进一步将其缩减为21个群体。

图26a描绘了采用这一职业分类的流动性-持续时间曲线，但使用的是一种替代性表述。具体而言，对于给定的失业持续时间x，该图将总职业流动表示为这样一部分工人的比例：这些工人在失业至少x 个月后重新就业时更换了职业；分母则是那些在重新获得就业前失业至少x 个月的工人。以这种方式呈现该曲线，可以直接从图中读出样本中那些完整失业时长至少为x 个月的工人的平均职业流动率。在下文中，每当我们绘制流动性-持续时间曲线时，都将采用这种替代性表述。

在表格和图中，职业变动的平均概率（经 Γ 校正和未校正）都很高，并且随着失业持续时间的增加而适度上升。此外，请注意，采用校正后的度量时，流动性-持续时间曲线的斜率略陡。这是因为，在失业持续时间较短的观测值中，错误编码（因而产生虚假流动）的情况更为常见。这样一来，Γ 校正对较短失业期的调整幅度将大于对较长失业期的调整幅度，与未校正数据相比，会得到一条斜率更陡的曲线。此外，由于样本中较短失业期的数量显著多于较长失业期，持续时间的回归系数更能代表已完成的较短持续时间处的斜率。

表25其余各列展示了采用多种不同方法对职业流动进行分类的结果。第（2）列改用1990年人口普查职业分类（即1990年标准职业分类）中的主要职业组。

第（3）至第（5）列将职业归并为基于任务的类别。第（6）列考察职业与行业同步流动的情形，将其作为另一种减少职业流动率中编码错误影响的方法。第（7）列考察行业流动，以便与职业流动进行比较。第（8）列采用2000年标准职业分类中的主要职业组，但考察的是至少包含一个月失业期的非就业期（“NUN”期）。下面我们将逐一讨论这些内容，随后讨论劳动者人口统计特征的影响以及个人职业的作用。

表25：职业流动—失业持续时间特征

	2000年标准职业分类 1990年标准职业分类 常规/非常规-衰退、周期性/制造业-建筑业 常规/非常规-衰退、周期性/制造业-建筑业* 建筑业/常规/NRM/衰退、周期性 发生次数*行业						IND	2000年标准职业分类-NUN
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
观测数	19,115	19,051	24,815	18,527	18,604	19,054	19,055	19,386
面板 A：纠正错误编码后的流动，不含人口统计特征、时间、职业/行业对照组								
平均职业流动	0.444***	0.419***	0.271***	0.296***	0.227***	0.3838***	0.485***	0.469***
（标准误）	（0.0043）	（0.0043）	（0.0037）	(0.0034)	(0.0035)	(0.0053)	(0.0039)	(0.0060)
持续时间系数	0.0173***	0.0197***	0.0111***	0.0123***	0.0098***	0.0116***	0.0146***	0.0184***
（标准误）	(0.0017)	(0.0023)	(0.0018)	(0.0022)	(0.0023)	(0.0016)	(0.0012)	(0.0016)
B面板：未校正，不含人口统计变量、时间变量、发生次数/行业对照组								
平均职业流动性	0.5312***	0.5221***	0.3391***	0.3659***	0.2809***	0.3838***	0.5285***	0.5504***
（标准误）	(0.0054)	(0.0054)	(0.0052)	(0.0052)	(0.0049)	(0.0053)	(0.0055)	（0.0044）
持续时间系数	0.0142***	0.0149***	0.0093***	0.0103***	0.0086***	0.0116***	0.0131***	0.0149***
（标准误）	（0.0015）	（0.0015）	(0.0015)	(0.0015)	(0.0015)	(0.0016)	（0.0015）	（0.0010）
C面板：未校正，包含人口统计变量和时间对照变量，不包含发生次数/行业对照变量								
持续时间系数	0.0150***	0.0156***	0.0103***	0.0112***	0.0085***	0.0123***	0.0137***	0.0145***
（标准误）	（0.0015）	(0.0015)	(0.0015)	(0.0015)	(0.0015)	(0.0016)	(0.0016)	（0.0010）
女性	0.0208**	-0.0283***	0.0713***	0.0292***	-0.0273***	0.0012	0.0154*	0.0165**
（标准误）	(0.0083)	(0.0083)	(0.0080)	(0.0081)	(0.0074)	(0.0082)	(0.0084)	(0.0069)
hs下降	-0.0421***	-0.0406***	-0.0545***	-0.0504***	-0.0379***	-0.0212*	-0.0309**	-0.0436***
（标准误）	(0.0118)	(0.0118)	（0.0106）	(0.0110)	(0.0104)	(0.0116)	(0.0120)	(0.0099)
某列	0.0223**	0.0099	0.0364***	0.0312***	-0.0206**	0.0125	0.0287***	0.0235**
（标准误）	(0.0108)	(0.0108)	(0.0104)	（0.0106）	(0.0101)	(0.0107)	(0.0109)	(0.0092)
大学毕业生	0.0377***	-0.0151	0.0181	-0.0090	-0.1391***	0.0014	0.0047	0.0244**
（标准误）	(0.0122)	(0.0122)	(0.0117)	(0.0117)	(0.0101)	(0.0119)	(0.0124)	(0.0102)
黑色	0.0315**	-0.0000	0.0265**	0.0159	0.0468***	0.0315**	0.0189	0.0247**
（标准误）	(0.0124)	(0.0122)	(0.0119)	(0.0120)	(0.0116)	(0.0125)	(0.0126)	(0.0103)
时间趋势	0.0013***	0.0012***	0.0010***	0.0009***	0.0009***	0.0010***	0.0012***	0.0011***
（标准误）	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
D面板：未校正，另外加入人口统计特征与持续时间的交互项；人口统计特征和时间控制变量								
female*dur	-0.0014	-0.0013	0.0048	0.0034	0.0018	0.0008	0.0001	-0.0025
（标准误）	（0.0030）	(0.0031)	(0.0031)	(0.0031)	(0.0029)	(0.0032)	(0.0031)	(0.0021)
hs drop*dur	-0.0022	-0.0051	-0.0000	-0.0023	-0.0037	0.0021	-0.0006	-0.0007
（标准误）	(0.0043)	（0.0042）	(0.0041)	（0.0042）	（0.0040）	（0.0044）	（0.0044）	（0.0030）
（某列）*持续时间	0.0048	0.0019	-0.0011	-0.0001	0.0022	0.0074*	0.0004	0.0025
（标准误）	(0.0037)	(0.0037)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0038)	(0.0039)	(0.0039)	(0.0026)
(大学毕业生)*持续时间	0.0045	0.0005	0.0005	-0.0017	-0.0032	0.0081*	0.0054	0.0047
（标准误）	(0.0043)	(0.0043)	（0.0045）	（0.0045）	(0.0041)	(0.0045)	(0.0045)	(0.0030)
black*dur	0.0020	0.0005	0.0022	0.0027	0.0064	0.0002	-0.0012	0.0010
(标准误)	(0.0043)	(0.0043)	（0.0044）	（0.0045）	(0.0045)	（0.0045）	（0.0044）	（0.0030）
E面板：性别、教育和种族之间持续时间系数相等的F检验								
P值	0.756	0.904	0.852	0.7	0.382	0.621	0.906	0.453

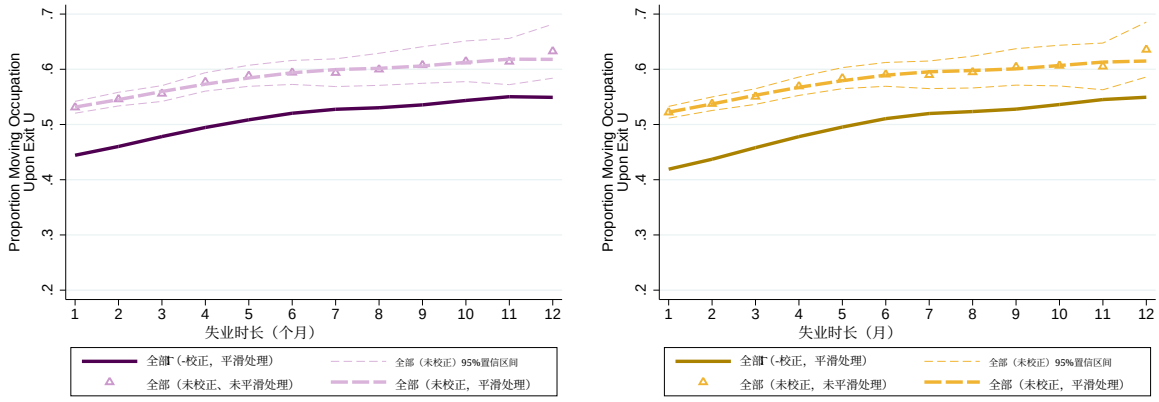
* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

B.1.1 不同职业分类下的职业总流动

1990年人口普查职业分类 2000年标准职业分类是对1990年标准职业分类的一次重大修订，以回应美国工作结构的变化。这两种分类之间的主要区别在于，前者依据“工作族”的概念对职业进行分组，将从事相互协作工作的个人归入同一职业组。因此，在1990年标准职业分类中属于不同组别的一些职业，在2000年标准职业分类修订版中被归并到了一起。这导致“专业”“技术”“管理职业”和“服务业”等职业类别的规模增加。

然而，具有影响力的研究依赖于1990年标准职业分类来理解美国的职业变动（参见Autor和Dorn，2013年等）。为验证我们的结论不受所使用分类类型的影响，我们基于1990年标准职业分类计算流动—持续时间曲线。在这种情况下，我们采用Autor和Dorn（2013）提出的同质化程序。1990年标准职业分类提供了13个主要职业组，我们将与服务业相关的职业（“防护服务”“私人家庭”和“其他”）合并为一个单独的主要职业组。这样做是因为“防护服务”和“私人家庭”职业的规模都非常小。同时，我们将“精密、生产、手工艺和维修”扩展为三个新的主要职业组：“精密生产”“机械工和维修”以及“建筑业贸易职业”。这使我们能够将“建筑业”作为一个独立组进行评估。

表25的B面板第（2）列显示，在未校正的数据中，使用2000年标准职业分类或1990年标准职业分类时，我们得到的结果几乎完全相同。应用 Γ校正后，使用1990年标准职业分类时，平均流动率略低，持续时间系数略高。尽管存在这些差异，图26展示了未校正数据中的流动-持续时间曲线及其相应的95%置信区间。该图显示，在1990年分类和2000年分类中，持续时间较长且已完成的失业期至少为9个月的失业者，有53%的情况会更换职业。



（a）2000年标准职业分类　　（b）1990年标准职业分类

图 26：不同失业持续时间下的流动程度——主要职业群体

常规与非常规、认知与体力职业分类另一系列重要研究记录了我们研究时期（1983—2013年）就业极化的模式。这种模式的特点是，常规任务占比较高的职业，其就业份额和就业水平都在下降（参见 Autor 等（2003）、Goos 和 Manning（2007）以及 Acemoglu 和 Autor（2011）等）。尽管这些证据的核心在于职业间净流动方向的变化（我们将在下文第2节讨论这一主题），但对我们的研究而言，首先需要考察的是：将主要职业汇总为就业极化文献提出的基于任务的类别后，前文所记录的流动性-持续时间曲线是否依然存在。具体而言，我们将1990年标准职业分类中的13个主要职业群体归为例行手工（RM）、非常规手工（NRM）、例行认知（RC）和非例行认知（NRC）。

表25的第（3）列显示了基于例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知分组的估计结果。在这种情况下，我们遵循Cortes等人（2016）的做法，将RM职-业定义为：（i）“精密生产”，（ii）“机器操作员和装配工”，（iii）“机械工和维修工”，（iv）“劳工和帮工”，（v）“运输和物料搬运”以及（vi）“建筑业和采掘业”。将NRM职业定义为“服务类职业”。将RC职业定义为：（i）“销售职业”以及（ii）“行政支持和文书职业”。将NRC职业定义为：（i）“管理职业”，（ii）“专业专长”以及（iii）“技术人员和

相关支持性职业”

第（4）列考察了一种替代性分类，在该分类中，我们将“运输与物料搬运”职业划入非例行手工组（见 Autor 等（2003））。这样做主要是因为该职业的例行性强度得分较低。表26通过报告2000年标准职业分类中各主要职业的平均例行任务强度（以及抽象任务强度和手工任务强度），说明了这一特征，所使用的是 Autor 和 Dorn（2013）的职业—任务强度对应表。其第三列报告了失业工人所从事的离职前三位数职业的平均例行任务强度。显然，“运输与物料搬运”的例行任务强度得分属于最低之列。[57] 将“运输与物料搬运”纳入非例行手工组的其他理由还包括：该职业表现出净流入，而其他传统的RM职业则是劳动者净流出职业；此外，它的周期性表现也与其他非例行手工组职业相似。

表25显示，在两种基于任务的分类下，平均职业流动率都很高：在 Γ-校正（未校正）数据中，所有失业期的26%（33%）和29%（35%）涉及工人更换基于任务的职业类别。该表还显示，持续时间系数意味着一条温和上升的曲线。图 27a和图27b呈现了流动-持续时间曲线及其相关置信区间。结果显示，失业期至少为9个月的工人更换基于任务的群组的概率约为34%和37%。图27c使用2000年标准职业分类，将“运输与物料搬运”归入NRM类别，展示了按此分类得到的流动-持续时间曲线。我们再次观察到，选择2000年标准职业分类或1990年标准职业分类对职业分类几乎没有影响。

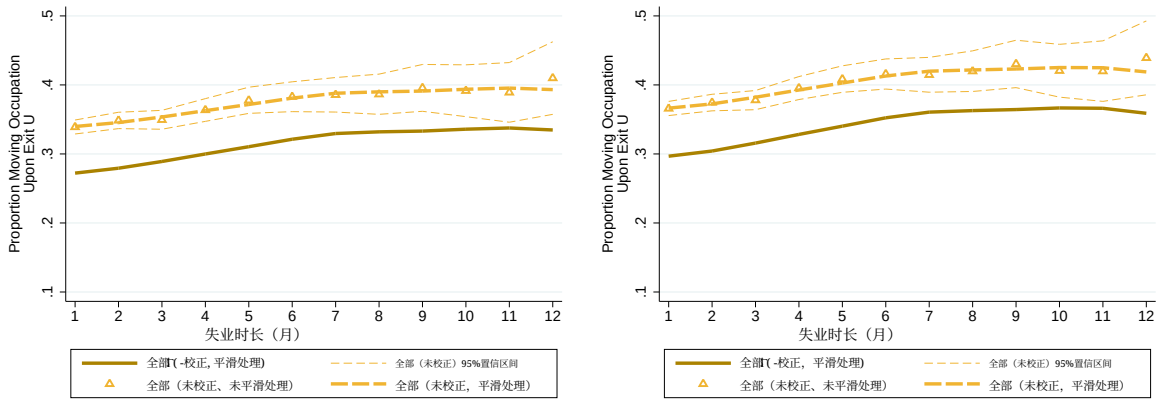
表25的第（5）列给出了另一种基于任务的分类的结果。在这种情况下，我们将例行认知和非例行认知类别合并，以重点考察例行手工和非例行手工之间的转变，并将其与所有其他认知类职业相比较。这种汇总方式的依据是基于任务的职业之间净流动的观察方向，我们将在第2节中详细讨论。此举旨在凸显常规手工的消失。

[57]使用1990年标准职业分类时，也会出现类似的排序。表26采用2000年标准职业分类，以回顾正文中呈现的结果，这些结果基于后一种分类。

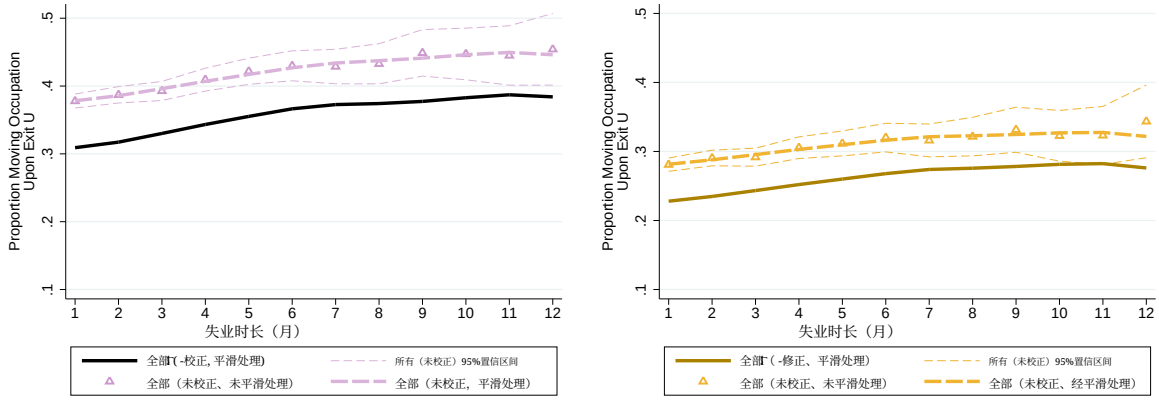
表26：失业流入的来源职业的常规（抽象、体力）任务强度

职业	失业流入分布	常规强度	抽象强度	体力强度	计算机科学
防护服务	1.30	1.52	0.87	0.83	NRM
管理职业	6.22	1.91	6.95	0.29	NRC
教育、培训和图书馆	2.84	2.17	3.97	1.22	NRC
个人护理/服务	1.51	2.21	1.54	0.97	NRM
运输与物料搬运	11.58	2.35	0.84	2.92	NRM
社区与社会服务	0.64	2.60	4.89	0.17	NRC
建筑/场地清洁与维护	4.97	2.97	0.93	2.30	NRM
食品准备/服务及相关岗位	6.85	3.00	1.38	1.01	NRM
法律氏	0.31	3.39	3.23	0.28	NRC
医疗保健支持工作者	2.08	3.53	1.70	1.67	NRM
计算机与数学发生次数	1.12	3.62	5.78	1.22	NRC
艺术/设计/娱乐/体育/媒体	1.21	3.69	3.61	0.97	NRC
销售及相关发生次数	10.42	3.79	2.92	0.65	RC
企业与金融运营	2.67	3.86	6.50	0.43	NRC
生命、物理和社会科学	0.68	4.74	4.67	0.84	NRC
建筑师与工程师	1.62	5.96	6.52	1.29	NRC
生产	12.88	6.03	1.40	1.20	RM
办公室/行政支持	13.04	6.16	2.03	0.30	RC
建筑/采掘	12.53	6.37	1.76	3.02	RM
医疗实践与技术	1.72	6.64	3.17	1.22	NRC
安装/维护/维修	3.80	6.65	2.05	1.79	RM

常规职业减少以及非常规手工职业增加，是失业工人职业流动的一个关键特征；同时，管理职业的作用有所减弱，而管理职业占非常规认知职业净流出的绝大多数。尽管如此，我们再次观察到，即使采用这种非常粗略的细分，职业流动仍然相当显著（超过 20%），并且随着失业持续时间的增加而小幅上升。图 27d 以图形方式展示了流动性-持续时间曲线及其相应的置信区间。



(a) 例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知（基于1990年标准职业分类，运输业归入例行手工）
(b) 例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知（基于1990年标准职业分类，运输业归入非例行手工）



(c) 例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知（基于2000年标准职业分类，运输业归入非例行手工）
(d) 例行手工／非例行手工／认知（基于1990年标准职业分类，运输业归入非例行手工）

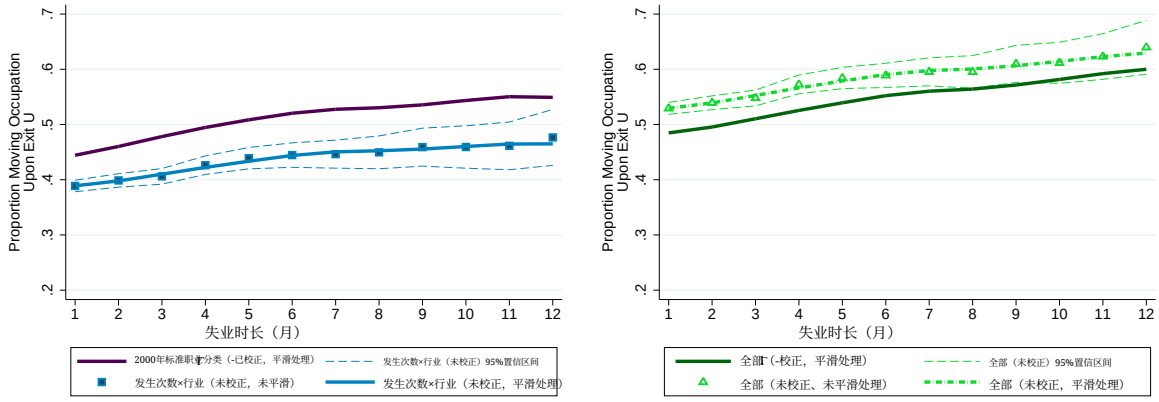
图 27：按失业持续时间划分的流动程度——基于任务的分类

B.1.2 行业流动，以及职业与行业的同步流动

接下来，我们将考察职业与行业同步流动的情况，将其作为一种替代方法，以尽量减少原始数据中职业流动率的编码错误所造成的影响。这一方法遵循Neal（1999）、Moscarini和Thomsson（2007年）、Kambourov and Manovskii（2008）以及Pavan（2011），其基础假设是：对于那些被观察到更换职业的劳动者而言，如果同时观察到他们更换了雇主和行业，那么他们更有可能是真正的流动者。表25第（4）列展示了我们拥有有效（且未插补）职业和行业信息的劳动者样本的平均流动率和持续时间系数。在这种情况下，我们使用2000年标准职业分类中的主要职业群体，以及1990人口普查局工业分类系统中的15个主要行业群体。由于职业与行业同步流动可以被视为真实职业流动的另一种衡量方式（参见上述参考文献），因此我们在面板A和B中均报告了这一指标，且未作进一步调整。我们再次观察到，在经历失业期期间更换雇主者中，职业流动的程度较高，并且随着失业持续时间的增加而适度上升。

图 28a 展示了根据职业与行业同步流动得到的流动性-持续时间曲线，并同时展示了图 26a 中经 Γ 校正的流动性-持续时间曲线及相应的置信区间，以供比较。前者显示，失业期至少为一个月的工人中，约有 38% 在再就业时转换了主要职业和行业；而失业期至少为 9 个月的工人中，约有 46% 在再就业时转换了主要职业和行业。这些比率低约 5 个百分点，但与根据经Γ校正的职业流动曲线得出的比率并无太大差异。这表明，以行业与职业同步转变为条件，可以作为衡量总职业流动率水平的一种有用替代方法。

不过，在构建更依赖职业身份或用于衡量职业流动率变化的统计数据时，应保持谨慎。使用职业与行业的交叉表来推断真实的职



(a) 同时发生次数和行业流动　　（b）行业流动

图 28：按失业持续时间划分的流动程度——与行业流动的关系

业流动时，会出现两类错误。（i）真实的职业流动者若实际上是行业留任者，就会被错误地排除在外。这个问题在某些职业中可能更为普遍，在另一些职业中则不然，因此可能不均衡地 影响净流动的衡量。基于此，下文将使用行业和职业同时发生的转变来构建总流动率，而不采用净流动指标。（ii）对于真实的行业流动者，若他们实际上也是职业留任者，则平均有 20% 的概率会被错误地视为同时发生了职业和行业流动。目前尚不清楚，例如，在衡量真实流动率不同的子样本之间的差异时，这两类错误的程度是否会保持不变。[58] 尽管如此，显而易见，同时流动指标也表明职业流动水平较高，并且会随着失业持续时间延长而适度上升。

表25第（5）列报告了通过失业更换雇主的劳动者的Γ校正后和未校正的平均流动率及持续时间系数，样本仅使用1990年人口普查局行业分类体系中的15个主要行业群体。图28b还展示了 Γ校正后和未校正的流动-持续时间曲线。这些证据证实，许多失业—

[58]相对而言，可以直接验证，流动性-持续时间曲线的（未校正）斜率可能受到错误编码所导致的衰减偏差影响。虽然我们的 Γ-校正会抵消这种偏差，但使用同时流动性指标时似乎并非如此。在这种情况下，我们观察到，流动性-持续时间曲线的斜率略低于原始职业流动性-持续时间曲线和工业流动性-持续时间曲线的斜率，因此甚至低于经Γ校正的斜率。

非就业劳动者在再就业时也更换了行业。在未校正数据中，我们观察到，失业期至少持续一个月的劳动者中，约有53%在再就业时更换了行业；而失业期至少持续9个月的劳动者中，约有60%在再就业时更换了行业。这些比率与第（1）列和第（2）列报告的原始职业流动率极为接近。然而，行业流动的Γ校正流动-持续时间曲线比职业曲线下降幅度更小，平均流动率为48.5%。这与广为人知的事实一致：行业流动率较职业流动率更不易受到测量误差的影响（补充附录A的表5也报告了这一点）。

B.1.3 通过非就业期实现职业流动

上述分析仅关注这样一种非就业期：劳动者每个月都处于失业状态，在 SIPP 中被归类为“无工作/无经营业务——正在求职或被裁员”。现在，我们考察劳动者在非就业期的部分时间处于劳动力之外的情况，在 SIPP 中，这类情况被归类为“无工作/无经营业务——未求职且未被裁员”。这使我们能够研究：当纳入劳动者报告没有积极求职的失业期时，上文所记录的流动性—持续时间模式是否仍然存在。该情形还使我们能够考察，基于“纯”失业期的流动性—持续时间曲线，是否由一种构成效应驱动，即劳动者退出劳动力的倾向存在差异。具体而言，如果劳动者在事前改变职业的倾向不同，且这种倾向与长期失业后退出劳动力的概率呈负相关（例如，由于失望效应），那么将分析限制于“纯”失业期，实际上可能会在较长的失业持续时间内选择出职业流动者。这将导致我们对流动性—持续时间曲线作出不同于理论框架所提出的解释。

为应对这一担忧，我们计算具有不同程度劳动市场联系的工人的流动性-持续时间曲线：(1)“U”失业期，即我们的基线，其中个人在整个非就业期的每个月都“寻找工作”。

(2)“UNU”失业期，劳动者在非就业期开始时“正在找工作”，结束时也“正在找工作”，但期间可以有若干个月不属于劳动力。(3)“UN”失业期，劳动者在非就业期开始时“正在找工作”，之后可以有一段时期不属于劳动力，随后重新就业（不一定在再就业前报告失业）。(4)“NU”失业期，劳动者分离后可能正在找工作，也可能没有，但最终会“开始找工作”，并在此后不久找到工作。(5)“N*”失业期，劳动者因与工作相关的经济原因失去工作（如“上一份工作结束原因”所示），或在成为非就业者时开始找工作。[59] (6)“NUN”失业期，劳动者在非就业期内至少有一个月“正在找工作”。(7)“N”失业期，涵盖样本中所有在18个月内结束的非就业期。

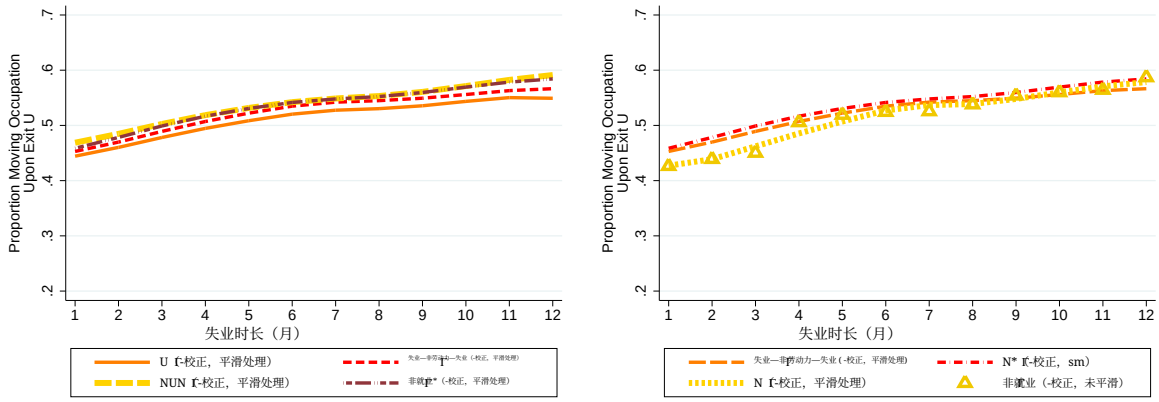
表27：非就业期 - 基本统计数据

	观测值数量	职业流动（%）	就业获得率（%）
(1) U	12,278	44.4	23.1
(2) 失业—非劳动力—失业	14,861	45.3	19.7
(3) 失业—非劳动力—就业	16,106	45.9	18.1
(4) 非劳动力—失业	17,579	46.4	17.2
(5) 非就业*	18,559	46.0	17.5
(6) NUN	19,060	47.0	15.9
(7) 非就业	27,931	43.2	16.7

表25第（8）列报告了使用2000年标准职业分类的主要职业类别时，“NUN”情形下的平均流动率和持续时间系数。结果表明，其流动性-持续时间曲线与仅考虑工作之间的失业期时得到的曲线非常相似。随后，表27将“NUN”情形与上述其他情形进行了比较。第一列显示了1983—2013年期间符合条件的时段数量，并按数量升序排列。符合条件的时段数量考虑到了我们不希望左删失造成偏差。因此，我们只统计在进入样本16个月后才结束的时段。同时

[59]本例考虑的原因包括：(i) 雇主破产；(ii) 雇主出售企业；(iii) 工作是临时性的，且已结束；(iv) 工作不足或经营状况不佳；(v) 工作安排（工时、薪酬等）不满意；(vi) 因其他原因辞职。我们不考虑以下原因：辞职以接受另一份工作、退休或年老、照护子女问题、其他家庭或个人义务、本人疾病、本人受伤、上学或培训。

我们希望确保相关观测值距离面板期末至少还有1年，以避免右删失导致的偏差。[60] 与处理失业期的方法类似，我们仅在劳动者超过一个月没有就业时，才将其视为进入非就业状态。



(a) 失业，NUN，失业—非劳动力—就业，非劳动力—失业

(b) 失业—非劳动力—失业, 非就业*, 非就业

图 29：按非就业时长划分的流动范围 - Γ 已更正

表27第二列显示了 Γ校正后的平均职业流动率，统计对象为所有在重新就业前至少经历一个月非就业的工人。我们可以很容易地观察到，在劳动力市场参与程度不同的群体中，平均职业流动率都非常相似且偏高。图29展示了所有这些情形下经 Γ 校正的流动-持续时间曲线。显然，这些曲线彼此也非常相似。总体而言，这意味着，数据似乎并不支持这样一种担忧：基线设定将样本限制为（纯）失业期，会筛选出失业持续时间较长的职业流动者。非就业期中有一部分时间不在劳动力市场的工人，其流动-持续时间曲线与整个非就业期都在积极求职的工人非常相似。[61]

[60]在回归中控制非就业/失业持续时间时，删失问题的影响较小。在这种情况下，我们采用不那么严格的选择标准，因此观测值更多，这一点可以从表25的第一行看出。[61]不过请注意，纳入完全处于劳动力之外的非就业期（“N”期）会导致流动性-持续时间曲线更加陡峭。尤其是在考察图29b中的未经平滑处理的观测值时，这一点十分明显。这种差异完全源于一组较短的已完成失业期（≤ 三个月）：在这些失业期内，劳动者始终不属于劳动力，并且在再就业时改变职业的概率显著较低。这些较短的“纯 N”期可能反映了延迟开始的雇主变动。三个月后，“N”的流动性-持续时间曲线便与其他曲线一致。

虽然图中未显示，我们还观察到，使用非就业期时，经Γ校正和未校正的流动-持续时间曲线之间的关系，与使用纯失业期时所记录的情况相似。例如，对于“UNU”失业期，我们发现校正后与未校正曲线的平均差异为7.1个百分点；而对于“NUN”失业期，平均差异为6.7个百分点。

B.1.4 人口统计特征

现在，我们考察不同人口群体转换职业的倾向有何差异，以及这些倾向如何随失业（非就业）持续时间而变化。具体而言，我们想了解是否有证据表明，人口构成效应推动了总体流动—持续时间曲线。为分析人口统计特征的影响，我们使用未经校正的个人层面数据，并通过纳入性别、种族和教育虚拟变量、年龄四次项、线性时间趋势，以及每个面板中用于报告职业（行业）的分类虚拟变量，对方程（R1）进行扩展。由此得到的回归方程为

$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_{\text{dur}}\,\text{失业（或非就业）持续时间} + \beta_{\text{educ}}\text{虚拟变量}_{\text{Education}} + \beta_{\text{race}}\text{虚拟变量}_{\text{Race}} + \beta_{\text{sex}}\text{虚拟变量}_{\text{Gender}} + \beta_{\text{time}}\text{季度} + \beta_{cls}\text{虚拟变量}_{\text{classification}} + \beta_{\text{age}}(\text{年龄四次项}) + \varepsilon, \tag{R2}$$

其中，我们选择白人高中学历男性个体作为基线。人口统计虚拟变量旨在捕捉这些群体在职业变动平均概率上的任何固定差异。此外，如果某些人口统计特征与再就业时更高（更低）的职业变动倾向相关，且这些倾向又与更长（更短）的失业持续时间正相关，那么纳入人口统计虚拟变量也能捕捉可能影响流动性-持续时间曲线斜率的构成效应。因此，与使用方程（R1）相比，使用方程（R2）时估计的持续时间系数 β_{dur} 若发生显著变化，则表明人口构成效应正在发挥作用。

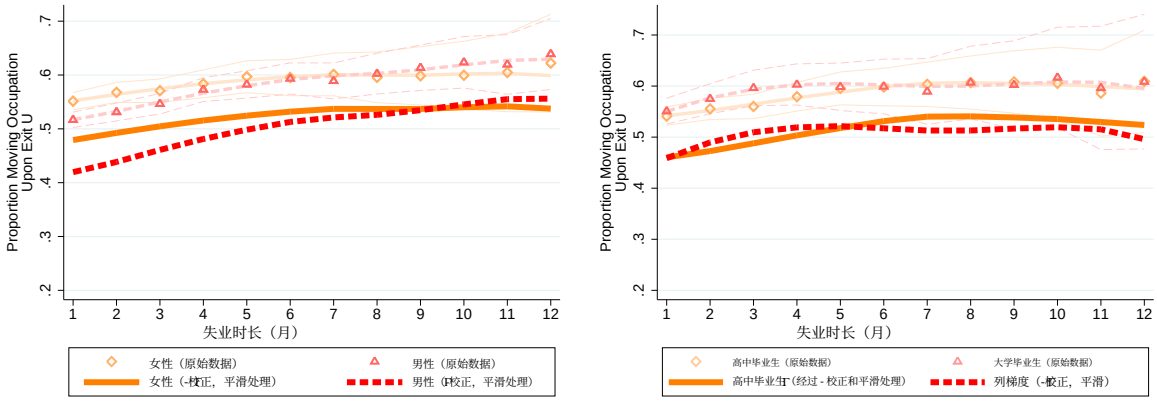
性别与教育 表25的C面板第一行显示，纳入性别和教育虚拟变量并未对失业持续时间的系数产生实质影响。在所有列中，持续时间系数的点估计都略高于B面板中的点估计，但两者差异在统计上并不显著。因此，我们没有发现证据表明，失业持续时间越长、职业流动性越高，是因为不同失业持续时间后重新就业者的人口构成不同。C面板中其余系数的估计值表明，不同性别和教育群体的职业变动平均概率仅相差几个百分点。例如，按2000年标准职业分类计算，女性的平均职业流动率比男性高2.1个百分点；高中毕业生的平均职业流动率比高中辍学生高约4.2个百分点，比大学毕业生低3.4个百分点。[62]

D面板展示了通过完整失业时长、性别和教育的交互项扩展方程（R2）所得的估计结果。此举旨在考察不同人口群体各自的流动性-持续时间曲线是否呈现不同的斜率。交互项缺乏统计显著性，这表明不同性别和教育子组的流动性-持续时间曲线斜率相似。E面板进一步证实了这一点，我们在该面板中检验了这些人口群体的持续时间系数是否联合相等。即使在较高的P值下，我们也无法拒绝持续时间系数相等这一假设。

图30展示了按性别和两个教育子组划分的流动性-持续时间曲线。图30a展示了按性别划分的职业流动性-持续时间曲线，图30b则展示了高中毕业生和大学毕业生的曲线。我们观察到，在这些人口统计特征群体中，职业流动率都很高，超过40%。此外，尽管男性的斜率略大，但职业流动率随失业持续时间增加而上升的幅度适中，

[62]例外情况是3类别基于任务的分类中的大学毕业生组（见第（8）列）。这是因为在这种情况下，我们将所有认知类职业汇总为一个基于任务的组，而大学毕业生选择的职业绝大多数都属于认知类职业。因此，这些劳动者的剩余流动主要是流向（或来自）体力劳动类职业。约10%的大学毕业生（经Γ校正的指标）会在这些基于任务的组之间流动，而长期失业者的这一比例上升至约15%。

也就是说，失业时间较长的人更常改变职业，但在不同性别和教育程度群体中，仍有45%至50%的人会回到原来的职业。



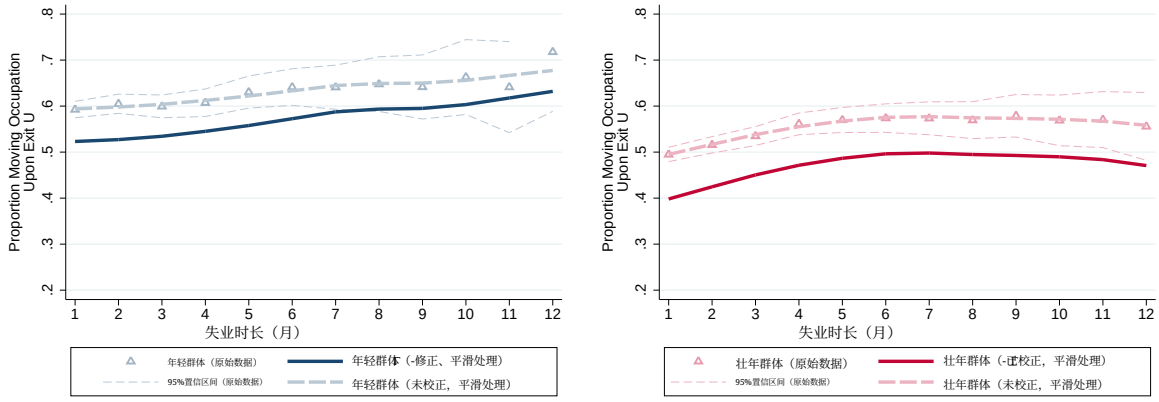
(a) 性别　　(b) 高中毕业生和大学毕业生

图30：按性别与教育群体划分的流动性-持续时间曲线

线性时间趋势表25的C面板最后两行显示，失业者的平均职业流动率一直在随时间上升。估计系数在统计上显著，在经济意义上也很重要。这与Kambourov 和 Manovskii（2008）记录的总体职业流动的上升趋势一致。由于本文主要关注职业流动的周期性模式，我们将对这种长期增长的研究留待未来。需要指出的是，控制线性时间趋势并不会对已记录的流动性-持续时间曲线及其周期性响应产生重大影响。

年龄组所有考察的人口群体中，差异最大的是年轻工人和壮年工人。我们将年轻工人定义为已离开教育阶段（因此已全面进入劳动力市场）且年龄在20至30岁之间的人。壮年工人则指年龄在35至55岁之间的工人。图31描绘了这些工人未经校正和经 Γ校正的流动性-持续时间曲线。

表28的面板A 报告了纠正错误编码后年轻工人和壮年工人的平均职业流动率。前两行显示，



（a）年轻工人　　（b）壮年工人

图31：按年龄组划分的流动性-持续时间曲线

在各分类中，年轻工人和壮年工人的平均职业流动率之差约为10个百分点。接下来的两行显示，这一差异会随着失业持续时间的增加而有所缩小。最后两行通过展示长期失业者（失业期至少为9个月）的职业流动率与同一年龄组所有失业者的职业流动率之比，总结了上述所有信息。具体而言，我们观察到，在不同分类中，失业期至少为9个月的年轻工人的职业流动率，比所有年轻失业者的平均流动率高约15%。对于壮年工人，这一比率约为20%。B面板针对未校正数据显示出非常相似的结论。

C面板报告了通过将 $\mathbf{1}_{\text{occmob}}$ 对常数项和一个虚拟变量进行回归所得到的年轻工人和壮年工人平均职业流动率之间的估计差异；如果劳动者属于壮年组，该虚拟变量取值为1，否则取值为0。在本例中，我们将样本限制为仅包含年轻工人或壮年工人的样本。与面板A 一样，我们发现年轻工人和壮年工人的职业流动率之间的差异约为10 个百分点。D面板展示了在该回归中加入人口统计特征（性别、种族、教育）和线性时间趋势等对照组后，壮年组虚拟变量的估计系数。在本例中，我们发现，加入这些额外的回归变量并不会对估计的差-

表28：年轻群体和壮年群体的职业流动

	2000年标准职业分类 1990年标准职业分类常规/非常规-M/C 常规/非常规-M/C* C/NRM/衰退、周期性					OCC*IND	IND	2000年标准职业分类-NUN
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
面板 A：不同年龄组的总体流动性（修正后）								
年轻群体 -all	0.521	0.489	0.335	0.365	0.305	0.443	0.533	0.528
壮年群体 -全部	0.398	0.375	0.229	0.250	0.179	0.344	0.447	0.428
年轻群体 -9+ 个月	0.585	0.582	0.383	0.439	0.354	0.511	0.636	0.598
壮年群体 -9+ 个月	0.499	0.489	0.300	0.331	0.255	0.435	0.562	0.531
相对流动性增加 失业9个月+ / 全部失业者								
年轻群体	0.114	0.173	0.136	0.185	0.148	0.143	0.176	0.124
壮年群体	0.225	0.265	0.270	0.278	0.349	0.235	0.229	0.214
B面板：不同年龄组的总体流动性（未校正错误编码）								
年轻群体 -all	0.593	0.583	0.598	0.443	0.571	0.393	0.424	0.350
prime -all	0.495	0.485	0.518	0.344	0.497	0.303	0.327	0.238
年轻群体 -9+ 个月	0.642	0.647	0.655	0.511	0.663	0.432	0.485	0.393
主要 -9+ 个月	0.579	0.569	0.600	0.435	0.597	0.363	0.396	0.304
C面板：回归，未校正，无人口统计学变量，无时间对照组，无发生次数/行业对照组								
壮年群体哑变量	-0.1032***	-0.1031***	-0.0938***	-0.1006***	-0.0714***	-0.0891***	-0.0944***	-0.1087***
（标准误）	(0.0092)	(0.0091)	(0.0077)	(0.0091)	(0.0094)	(0.0088)	(0.0089)	(0.0084)
D面板：回归，未校正，人口统计和时间对照组，无发生次数/行业对照组								
壮年群体 dum	-0.1121***	-0.1077***	-0.1004***	-0.1038***	-0.0783***	-0.1001***	-0.1014***	-0.1002***
（标准误）	(0.0093)	(0.0093)	(0.0078)	(0.0093)	(0.0095)	(0.0089)	(0.0090)	(0.0085)
E面板：回归、未校正、与人口统计特征的交互项、时间对照组以及发生次数/行业对照组								
壮年群体 dum	-0.1359***	-0.1188***	-0.1212***	-0.1454***	-0.1138***	-0.0846***	-0.0989***	-0.1043***
（标准误）	(0.0164)	(0.0168)	(0.0143)	(0.0163)	(0.0165)	(0.0153)	(0.0159)	(0.0155)
性别*prm 年龄	0.0252	0.0187	0.0354**	0.0356*	0.0420**	-0.0055	-0.0015	-0.0126
（标准误）	(0.0182)	(0.0183)	(0.0153)	(0.0184)	(0.0182)	(0.0178)	(0.0181)	(0.0168)
hs 辍学*prm 年龄	-0.0150	-0.0322	-0.0112	0.0180	-0.0046	-0.0251	-0.0209	-0.0145
（标准误）	(0.0254)	(0.0254)	(0.0213)	(0.0256)	(0.0255)	(0.0225)	(0.0240)	(0.0229)
某列*prm 年龄	0.0256	-0.0061	0.0200	0.0342	0.0281	0.0003	-0.0003	0.0171
(标准误)	(0.0231)	(0.0232)	(0.0196)	(0.0236)	(0.0237)	(0.0223)	(0.0230)	(0.0225)
col grad*prm 年龄	0.0267	0.0075	-0.0085	0.0348	0.0164	-0.0094	-0.0029	0.0668***
（标准误）	(0.0266)	(0.0268)	(0.0220)	(0.0268)	(0.0266)	(0.0267)	(0.0269)	(0.0221)
black*prm年龄	0.0176	0.0091	0.0114	0.0412	0.0285	-0.0269	-0.0118	0.0012
（标准误）	(0.0266)	(0.0261)	(0.0221)	(0.0273)	(0.0269)	(0.0254)	(0.0262)	(0.0253)
面板 F：回归，未校正，无人口统计学、时间和发生次数/行业对照组，持续时间与年龄的交互系数								
持续时间*初级年龄	0.0060*	0.0039	0.0073***	0.0076**	0.0056	0.0053	0.0049	0.0060*
（标准误）	(0.0034)	(0.0034)	(0.0023)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0035)	(0.0033)
面板 G：回归，未校正，纳入人口统计、时间和发生次数/行业对照组，以及持续时间与年龄的交互系数								
持续时间*周期。年龄	0.0048	0.0032	0.0066***	0.0071**	0.0045	0.0051	0.0047	0.0073**
（标准误）	(0.0033)	(0.0033)	(0.0022)	(0.0035)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0034)	(0.0033)

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

年轻工人和壮年工人的平均职业流动率之间的差异。

E面板的第一行报告了在D面板所依据的回归中加入职业/行业对照组，并加入性别、教育和种族与劳动年龄虚拟变量的交互项后，劳动年龄虚拟变量的估计系数。在这种情况下，我们发现年轻工人和壮年工人的职业流动率差异略大，但任务分类除外。E面板其余各行显示交互项的估计系数。交互项使我们能够考察是否

壮年工人的较低职业流动率可以解释为生命周期向某些职业的转变，或集中于某些人口群体。鉴于大多数系数缺乏统计显著性，我们没有发现支持任一解释的有力证据。[63]

面板F和 G考察年龄与失业持续时间之间的交互作用。在面板F（G）中，我们在面板C（E）估计值所依据的回归中加入壮年虚拟变量与失业持续时间之间的交互项。在这两种情况下，我们观察到，点估计表明壮年工人的斜率更陡，这与面板 A 的最后两行所显示的结果一致。然而，估计系数较小，且并不总是具有统计显著性。

B.1.5 职业身份

现在我们转而考察，总体流动-持续时间曲线是否由单个职业层面的构成效应所驱动。具体而言，我们想了解，某一部分职业在多大程度上与较高的职业流动率和较长的非就业持续时间相关，而另一部分职业则与较低的流动率和较短的非就业持续时间相关。如果确实如此，那么总体流动-持续时间曲线就有可能被解释为不同职业之间选择效应的结果。

图32和图33（见第2节）展示了按主要职业和基于任务的职业划分的平均总职业流动率，以及相应的总体平均职业流动率。每个浅色柱形的高度对应平均总职业（行业）特定流动率，而每个柱形的宽度对应来自某一职业（行业）的失业流入比例。浅色水平线表示经 Γ校正的职业（行业）流动率。

图32中的图表显示，在绝大多数职业（和行业）中，总流动程度都很高。几乎所有职业的经 Γ校正的职业特定流动率都接近或超过40%，涵盖了超过

[63]一个例外是，在“ NUN”失业期、行业流动以及职业与行业同时流动的情况下，性别方面存在例外。在这里，我们发现下降了2到3个百分点。另一个例外是，在3个基于任务的类别分类中，大学毕业生存在例外。在这里，所有认知类职业都合并为一个基于任务的组，从而限制了大学毕业生总体职业流动及其响应性。

80%的失业期。图53a和图53b采用2000年标准职业分类，显示无论考察纯失业期还是“NUN”失业期，这一特征都十分稳健。图32c显示，与采用2000年标准职业分类相比，采用1990年标准职业分类时，这一特征同样稳健。图32d显示，这一特征在主要行业中也普遍存在。不过，在行业和职业中，主要的例外都是“建筑业”，其流动率约为25%。图33显示，总职业流动也很高，并且在所有基于任务的职业类别中几乎完全相同。

为分析职业身份对流动-持续时间曲线斜率的影响，我们估计以下一般形式的回归：

$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_{\text{dur}}\,\text{u.持续时间} + \beta_{\text{occ}}\text{发生次数.dum} + \beta_{\text{age}}(\text{年龄四次项}) + \beta_{\text{dm}}\,\text{demog.ctrls} + \varepsilon, \tag{R3}$$

其中，“occ.dum”表示职业身份虚拟变量，人口统计控制变量包括性别、教育和种族虚拟变量。如果某些职业与较高（较低）的流动概率相关，且这些概率与较长（较短）的失业持续时间正相关，那么加入职业身份虚拟变量便会捕捉到可能影响总体流动-持续时间曲线斜率的构成效应。在评估这些职业虚拟变量时，我们考察两种情况：（i）来源职业；（ii）去向职业。前者指劳动者失业（成为非就业者）前从事的职业，后者指劳动者重新就业后进入的职业。为便于比较，表29的面板 A 报告了不含职业身份虚拟变量的回归（R平方）所估计的持续时间系数，正如表25的C面板第一行所报告的那样。如果加入职业身份虚拟变量后，估计的持续时间系数 β_{dur} 出现显著变化，则表明职业之间存在构成效应。

B面板报告了基于工人来源 职业的回归（R3）结果。比较面板A和B的时长系数，可以立即看出，在所有职业分类中，加入来源职业固定效应后，流动性-持续时间曲线的斜率几乎不受影响。B面板中的其余系数呈现出与表25所示相似的模式。C面板

表29：个人职业的作用

	2000SOC 1990年标准职业分类 常规/非常规-衰退、周期性/反周期 常规/非常规-衰退、周期性/反周期* 反周期/NRM/衰退、周期性					发生次数*IND	IND	2000年标准职业分类-NUN
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
面板A：基线回归，包含人口统计学变量和时间对照组，但不包含发生次数/行业对照组								
dur 系数	0.0150***	0.0156***	0.0103***	0.0112***	0.0085***	0.0123***	0.0137***	0.0145***
（标准误）	（0.0015）	（0.0015）	（0.0015）	(0.0015)	(0.0015)	（0.0016）	(0.0016)	（0.0010）
B面板：未校正、来源职业对照组、时间和人口统计控制变量								
持续时间系数	0.0136***	0.0145***	0.0106***	0.0113***	0.0088***	0.0109***	0.0116***	0.0136***
（标准误）	（0.0015）	（0.0015）	(0.0015)	(0.0015)	(0.0015)	(0.0016)	(0.0015)	（0.0010）
女性	-0.0144	-0.0315***	0.0042	-0.0059	-0.0286***	-0.0166*	0.0097	-0.0073
（标准误）	(0.0094)	(0.0092)	(0.0091)	(0.0088)	(0.0081)	(0.0098)	(0.0091)	(0.0079)
hs drop	-0.0311***	-0.0306***	-0.0386***	-0.0389***	-0.0426***	-0.0160	-0.0268**	-0.0346***
（标准误）	(0.0116)	(0.0117)	(0.0103)	(0.0109)	(0.0105)	(0.0115)	(0.0116)	(0.0098)
某些列	0.0047	0.0014	0.0056	0.0097	-0.0159	0.0088	0.0314***	0.0104
（标准误）	(0.0107)	（0.0107）	(0.0103)	(0.0106)	(0.0102)	(0.0107)	(0.0106)	(0.0091)
大学毕业生	-0.0200	-0.0391***	-0.0692***	-0.0743***	-0.1219***	-0.0147	0.0078	-0.0166
（标准误）	(0.0137)	(0.0138)	(0.0139)	(0.0138)	(0.0116)	(0.0138)	(0.0123)	(0.0113)
黑色	0.0299**	0.0116	0.0241**	0.0169	0.0362***	0.0291**	0.0128	0.0240**
（标准误）	(0.0123)	(0.0120)	(0.0118)	（0.0120）	(0.0116)	(0.0124)	(0.0123)	(0.0102)
时间（季度）	0.0011***	0.0012***	0.0008***	0.0008***	0.0009***	0.0010***	0.0012***	0.0010***
（标准误）	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)	(0.0002)
C面板：未校正、目标职业对照组、时间和人口统计控制变量								
持续时间系数	0.0137***	0.0144***	0.0103***	0.0112***	0.0088***	0.0112***	0.0117***	0.0132***
（标准误）	（0.0015）	（0.0015）	（0.0015）	(0.0015)	(0.0014)	(0.0016)	(0.0015)	(0.0010)
D面板：F检验来源职业特定的持续时间斜率（人口统计特征、时间及来源职业对照组）								
P值	0.545	0.77	0.494	0.679	0.85	0.913	0.808	0.188

$^{*}p < 0.1$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$

报告了基于劳动者目的地 职业的回归（R3）结果。请注意，时长系数与使用来源职业的情况几乎完全相同。这表明，总体流动-持续时间曲线似乎并非选择的结果，即那些具有较高总职业流动的职业也与较长的失业持续时间相关联。

D面板进一步考察流动-持续时间曲线的斜率是否因来源职业而异。它报告了对不同来源职业的流动-持续时间曲线所隐含的斜率是否相等这一假设进行检验的结果。使用F检验，我们无法拒绝所有斜率均相等的假设，在许多情况下P值都很高。[64] 尽管此处未予展示，我们还检验了与持续时间增加一个月相关的职业流动相对增幅的半弹性是否因职业而相等。我们再次发现，无法拒绝各职业之间相等的假设，而这一结果

[64]“NUN”指标的P值略低（0.25），这是由教育／图书馆职业类别中的女性所致。排除这一职业后，所有其余职业的斜率相等性的P值为0.66。

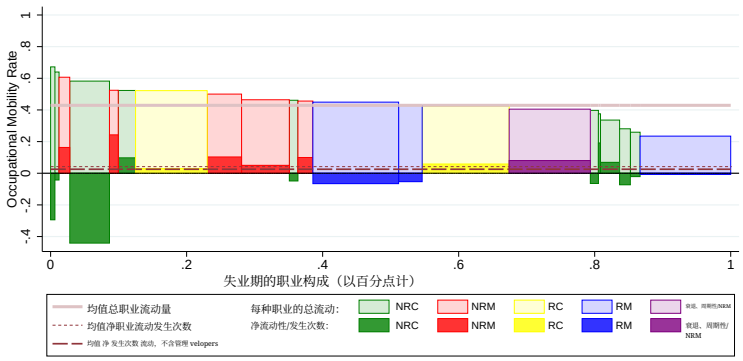
适用于表29中使用的所有分类和样本。

B.2 超额职业流动与职业净流动

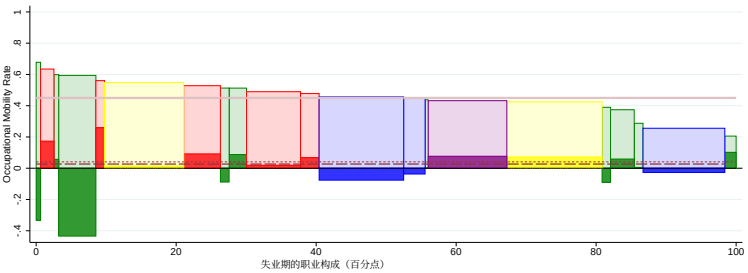
在本节中，我们展示超额职业流动解释了第1节所记录的绝大部分总流动，是流动性-持续时间曲线的主要驱动因素。我们还展示，尽管净流动的程度与总流动的程度或失业期的总体数量相比很小，但它呈现出明确的模式。与就业极化文献一致，我们观察到，在1983—2013年期间，例行手工职业经历了净流出，而非例行手工职业经历了净流入。同时，我们发现，例行认知职业经历了净流入，而非例行认知职业经历了净流出。我们记录了“管理职业”在推动认知类职业内部净流动模式方面的重要性。

B.2.1 各职业的净流量与总流量

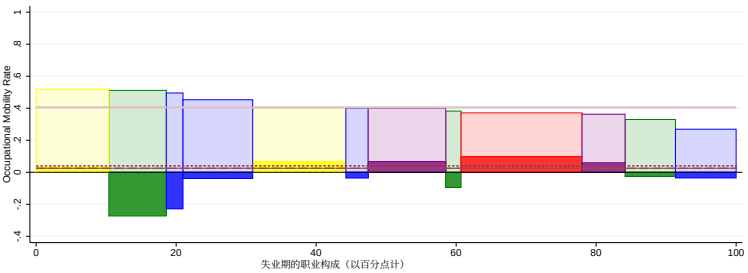
图32描绘了按个人主要职业和行业划分、经 Γ校正的职业总流动和净流动。每个柱形的宽度对应于样本中所有工人的失业期里，始于某一职业（行业）的失业期所占比例。每个浅色柱形的高度对应于始于某一职业且以职业变动告终的失业期所占比例。也就是说，每个浅色柱形的高度衡量的是特定职业的总流动率。另一方面，每个深色 柱形的高度对应于始于某一职业的工人失业期中涵盖该职业总净流量的比例。深色柱形高度为正表示流入，为负则表示流出。因此，每个浅色（深色）柱形的面积表示特定职业的总流量（净流量）占所有工人失业期的比例。需要注意的是，一笔净流量会在图中出现两次：一次作为流出，另一次作为流入。还需注意，由于SIPP是一项纵向



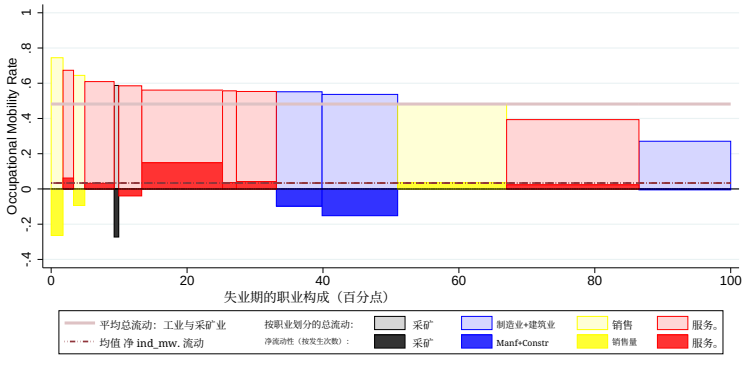
(a) 主要职业群体（2000年标准职业分类）- 失业者



(b) 主要职业群体（2000年标准职业分类）- ‘NUN’



(c) 主要职业群体（1990年标准职业分类）- 失业者



(d) 主要行业群体—失业者

图32：每个职业（行业）的净流动和总流动

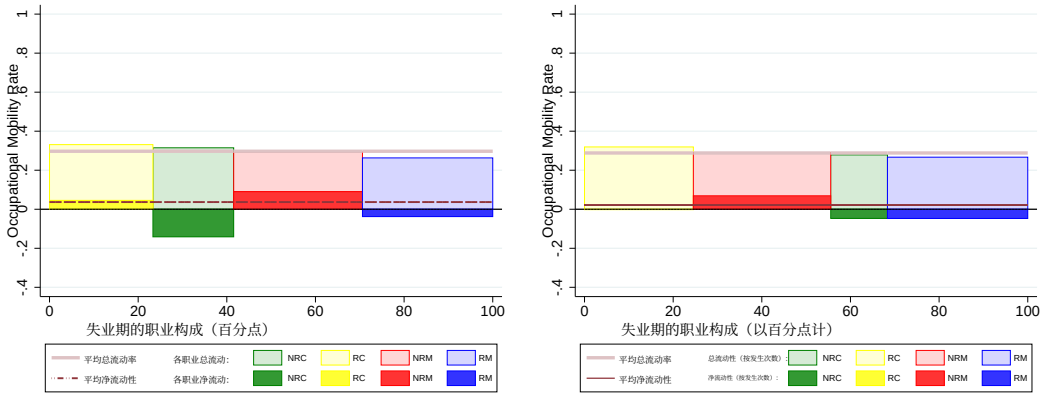
由于劳动者可能经历多个失业期，并在其中某个失业期结束时更换职业，因此我们基于劳动者的失业期来描述流动指标。总净流动量是所有职业特定流出的总和的绝对值、所有职业特定流入的总和，或两者总和的绝对值除以二。总流动量是所有职业特定总流量的总和。虚线表示总净流动量占所有失业期的比例。浅色线表示平均总职业流动率。

显然，总就业流量远大于总净流量。例如，使用2000年标准职业分类时，在我们的样本中，所有工人的失业期涵盖总净流量的比例仅为4.2%，而所有工人的失业期涵盖总就业流量的比例为44.4%（见表25）。因此，为产生主要职业之间观测到的净流动，所有职业总流动中所必需的比例为9.5%。在考察“NUN”失业期时，所有工人的失业期涵盖总净流量的比例为4.1%，而涵盖总就业流量的比例为9.1%。使用1990年标准职业分类并考察失业期时，我们发现这些比例几乎没有变化：分别为4%和9.9%。我们发现，在考察行业流动时，这些比例甚至更小：分别为3.4%和7%。综合来看，这些证据表明，工人失业期中约95%以及所有职业总流动中约90%是由超额流动驱动的。[65]

显然，在几乎所有主要职业（行业）中，超额相对于净流动都很重要。这一模式的主要例外是“管理职业”。使用2000年标准职业分类时，这一点最为明显。图53a和图53b显示，源自“管理职业”的工人失业期占该职业净流动总量的比例约为40%。这一比例反映了两种潜在因素。（i）流出率较高：失去管理人员工作后经历失业（非就业）期的工人中，约62%会转而从事其他职业；“管理职业”的流出大多流向“销售及相关职业”（22.1%）和“办公室及行政支持职业”（19.9%），以及“商】【。

[65]我们所记录的超额流动相对于净流动的重要性极高，这与 Murphy and Topel（1987）、Jovanovic and Moffitt（1990）以及 Kambourov and Manovskii（2008）的研究结果一致；他们在雇主流动者和留任者的合并样本中发现，超额流动与净流动之间存在较大差异。

业和金融算子”（13%）和“食品准备/供应”（12.7%）。(ii) 流入率极低：其他主要职业的失业工人再就业时，极少有人获得管理人员工作。我们发现，所有失业期中，最终由非管理人员转为管理人员的比例不到1%。排除所有涉及“管理职业”的流动（占所有工人失业期的7%）后，只需分别有2.6%（而非4.2%）的所有失业期和6.1%（而非9.5%）的所有职业流动总量，就能产生其余职业之间观察到的净流动。[66]



(a) 例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知（含管理职业） (b) 例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知（不含管理职业）

图33：按职业划分的基于任务的类别中的净流动和总流动

图33展示了与图32相同的信息，但将主要职业群体汇总为基于任务的类别。左侧面板包括“管理职业”，而右侧面板不包括该职业。我们再次发现，与净流动相比，超额流动的重要性压倒性地更高。纳入“管理职业”时，净流动可由四个基于任务的职业组中全部失业期的3.7%以及全部总流量的12.4%涵盖。当排除失业前后曾在“管理职业”中就业的工人时，净流动可由其余全部失业期的2.1%涵盖，这相当于该集合中全部总流量的7.4%。

尽管净流动规模很小，但我们发现这些基于任务的类别之间的净流动呈现出明显的模式。具体而言，图33显示，在

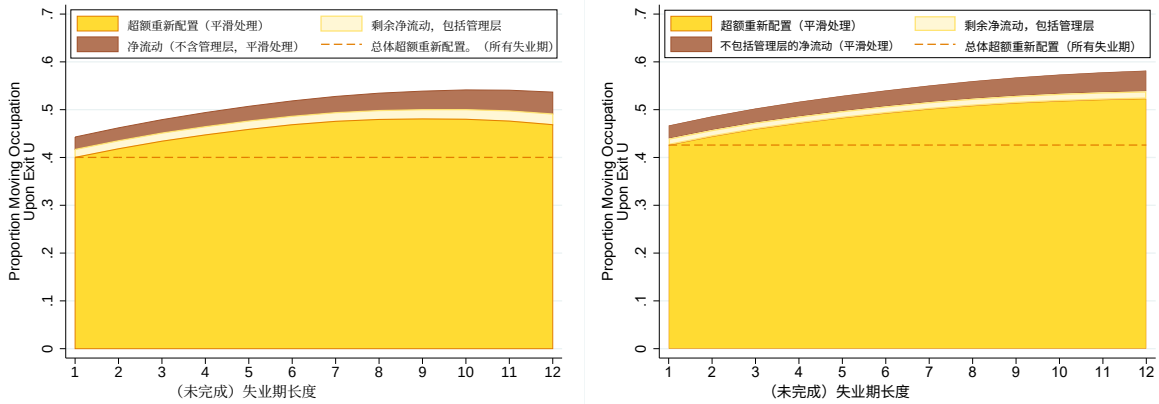
[66]使用1990年标准职业分类，我们得到较低的净流动率，因为在这一分类中，“管理职业”包括2000年标准职业分类中的“管理职业”和“商业与金融算子”职业。还要注意，在1990年标准职业分类中，“运输业”和“辅助人员/劳工”均以紫色标示，这反映出“辅助人员/劳工”的平均常规强度得分也较低（见A.1节）。

1983—2013年期间，离开常规体力劳动类职业的劳动者多于进入这些职业的劳动者。图中还显示，进入非常规体力劳动类职业的劳动者多于离开这些职业的劳动者。非常规认知类职业和常规认知类职业的净流动也呈现出明显的模式。图33a显示，非常规认知类职业经历了净流出。通过比较图33a和图33b可以直接看出，非常规认知类职业的绝大多数净流出来自“管理职业”。与此同时，图33a显示，常规认知类职业经历了净流入。正如图33b所示，净流入的主要贡献者远非其他职业可比，正是“管理职业”。我们注意到，排除“管理职业”的流动后，进入常规认知劳动类别的净流入基本消失。

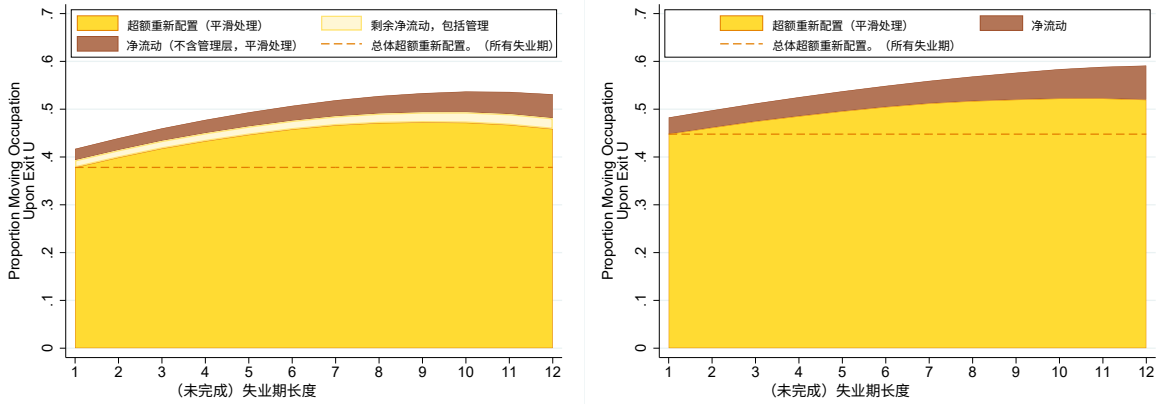
综上，这些证据表明，对于发生在基于任务的类别之间、经由失业期或非就业期实现的净流动，最好从体力与认知这两个维度来理解。在体力类职业中，就业极化的证据十分明显：常规工作正在消失，而非常规工作则日益增多。在认知类职业中，就业极化则不那么明显。相反，我们观察到，非例行认知类职业与例行认知类职业之间的大部分净流动，表现为管理人员失去工作，随后重新就业成为销售人员或办公室／行政支持人员。这种流动似乎与结构性变化关系不大，却呈现出这样一种情形：高技能岗位上的劳动者失业后，沿职业阶梯向下流动，从事技能要求较低的工作。

B.2.2 流动 - 持续时间概况

现在我们将说明，超额流动也是流动性-持续时间曲线的主要驱动因素。图 34a 展示了基于 2000年标准职业分类主要职业群体的经 Γ 校正的流动性-持续时间曲线（如 A 节中的图 26a），并将曲线下方的面积细分为净流动和超额流动的贡献。回顾一下，对于给定的失业持续时间 x，该曲线显示的是总职业流动率，即在重新就业时失业至少 x 个月且更换了职业的工人，占失业至少



(a) 主要职业群体（2000年标准职业分类）- 非就业-(b) 主要职业群体（2000年标准职业分类）- 就业 ‘NUN’



(c) 主要职业群体（1990年标准职业分类）——失业—非律宾就业的

(d) 主要行业群体 - 失业者

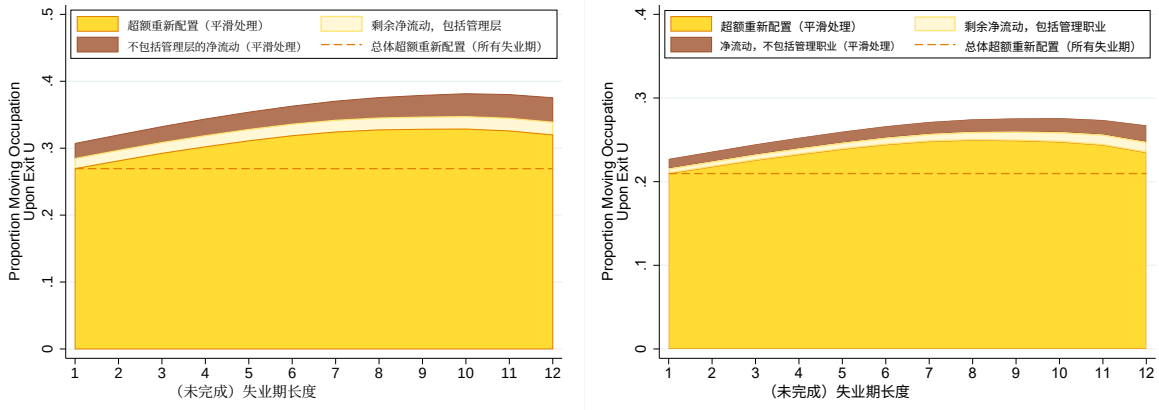
图 34：超额流动与净流动的重要性

在重新就业前失业至少 x 个月的工人中的比例。为计算给定失业持续时间下的净流动率和超额流动率，我们只使用失业期至少为 x 个月的就业—失业—就业时段。

剖面图正下方的区域显示了各失业持续时间下净流动总量的贡献。该区域进一步细分为“管理职业”流动的贡献和其余职业流动的贡献。净流动下方的区域显示了各失业持续时间下超额流动的贡献。穿过该区域的水平虚线表示超额职业流动率的平均值。图34中其余图表展示了相同的信息，但转而

考察至少包含一个时期失业的非就业期（“NUN”失业期）中的职业流动、按1990年标准职业分类计算的职业流动，以及行业流动。从这些图表可以直接看出，在所有失业（非就业）持续时间下，超额流动都是总流动中最大的组成部分。此外，超额流动的重要性随失业（非就业）持续时间的延长而增加。同时我们也观察到，净流动的重要性同样随失业（非就业）持续时间的延长而增加，尤其是非“管理职业”的净流动。

图 35a 展示了与上文相同的信息，但现在采用基于任务的分类汇总职业。图 35b 展示的模式与图 35a 非常相似，但现在将非常规认知和例行认知合并为一类，把“管理职业”的流动纳入一个更大的认知类别。我们再次观察到，超额流动对于塑造流动性-持续时间曲线十分重要。



（a）例行手工／非例行手工／例行认知／非例行认知

(b) 例行手工／非例行手工／认知

图35：超额流动和净流动的重要性——基于任务的分类

B.3 职业流动的周期性模式

在论文第2节中，我们记录了那些通过中间的失业（非就业）期更换雇主的工人，其职业流动的周期性模式。这里我们将更详细地考察这些周期性模式。

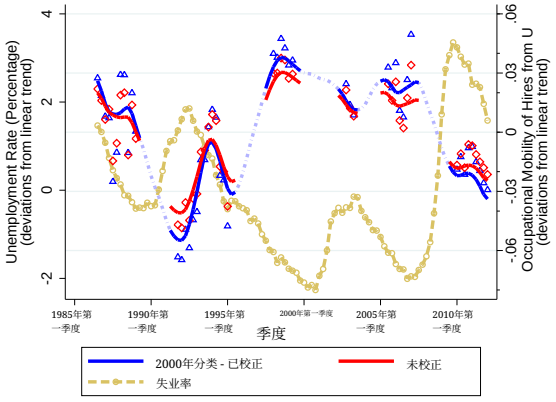
下文我们将使用当前人口调查和PSID重新考察这些模式。

B.3.1 总职业流动的周期性响应

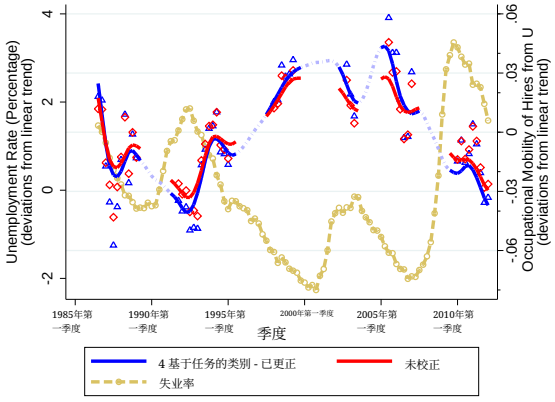
图36显示了失业工人的 Γ校正和未校正职业（行业）流动率的时间序列，以及总失业率相对于各自线性趋势的水平偏离，以便首先在不采用任何正式滤波方法的情况下考察这些序列的周期性行为。图36a采用2000年标准职业分类的主要职业群体展示这些模式，图36b则采用4种基于任务的类别展示这些模式：非例行认知、例行认知、非例行手工和例行手工。图中的标记表示时间序列的5季度居中移动平均值，围绕这些标记的曲线则对平均值进行局部平滑。两张图传达的关键信息是，失业工人的总职业流动呈顺周期。将居中5季度移动平均值的（对数）职业流动率线性去趋势时间序列与（对数）失业率进行比较后，我们发现，按2000年标准职业分类和4种基于任务的类别进行分类时，相关性分别为-0.62和-0.47。[67] 图36c显示，采用1990年标准职业分类时，失业者职业流动的顺周期性同样存在。2000年标准职业分类与1990年标准职业分类在周期性模式上的差异似乎并不显著。若要说有什么差异，采用1990年标准职业分类时，职业流动对周期的反应似乎略强一些。图36d进一步展示了行业流动的周期性模式。它显示，

[67]去趋势时间序列末尾的观测值比中部的观测值估计得更不精确。因此，带通滤波通常会排除这些观测值。如果我们将注意力限制在可以获得带通去趋势观测值的时间序列窗口，即1988年第3季度至2010年第1季度，则上述相关性上升至（绝对值）：对于2000年标准职业分类，为-0.82；对于4个基于任务的类别，为-0.80。将样本限制在该窗口内不会改变我们的任何结论。特别是，线性去趋势序列中的所有经验流动弹性在1%水平上仍然显著。对于HP滤波序列，结论同样成立；这一限制增强了4个基于任务的群组之间职业流动的顺周期性，同时在一定程度上削弱了行业流动的周期性（见下文）。一项直接使用每个个人季度观测值的分析也得出了大体相似的结果，尽管这些观测值的噪声大得多（例如，数据中有些季度雇用的失业工人相对较少）。在这种受限窗口内，虽然在线性去趋势时相关性下降至约（-0.50，-0.30），在HP滤波时下降至约（-0.30，-0.10），但本节讨论的所有线性去趋势序列相对于失业在1%水平上仍具有统计显著的顺周期性。此外，在1988年第3季度至2010年第1季度窗口内，职业流动的HP滤波顺周期序列相对于HP滤波失业的弹性显示出顺周期性，并且在5%显著性水平（1990年和2000年标准职业分类）以及10%水平（4个基于任务的类别）上仍达到显著性。

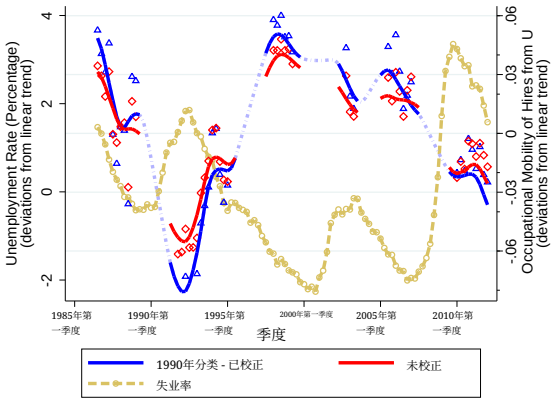
失业者中的总行业流动率也是顺周期的，线性去趋势后的行业流动与失业率之间的相关性为-0.56。



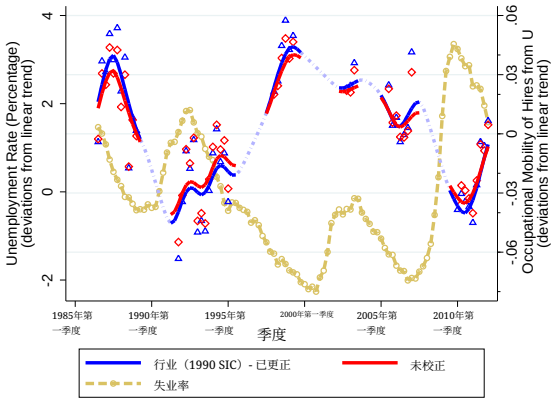
(a) 2000年标准职业分类



(b) 4 个基于任务的类别



(c) 1990年标准职业分类



(d) 行业（1990年标准行业分类）

图36：失业者的职业流动

表30的面板 A 报告了职业流动率（对数）的5季度居中移动平均值相对于失业率（对数）的5季度居中移动平均值的普通最小二乘法弹性和相关系数。面板 B 则使用（对数）生产率报告相同的统计量。两种情况下，我们都使用相应的线性去趋势序列或HP滤波序列，对1985年第三季度至2013年第一季度进行分析。鉴于收入与项目参与调查在实施HP滤波前存在缺口，我们对数据进行插值，但随后从所得序列中剔除插值观测值，再进行回归估计。[68] 在正文中，我们还

[68]虽然我们在计算相关性和进行估计时不使用任何插值季度

表 30：使用失业期衡量的职业流动周期性

	5 季度移动平均值 Γ-校正系数				5Q MA 失业—非劳动力—就业 未校正			
	线性去趋势		HP 1600		线性去趋势		HP 1600	
类别	弹性	ρ	弹性	ρ	弹性	ρ	弹性	ρ
面板 A. 相对于失业的流动								
2000年标准职业分类	-0.19***	-0.62	-0.17***	-0.38	-0.12***	-0.63	-0.10***	-0.36
	(0.03)		(0.06)		(0.02)		(0.03)	
1990年标准职业分类	-0.24***	-0.51	-0.19***	-0.34	-0.15***	-0.58	-0.12***	-0.40
	(0.06)		(0.07)		(0.03)		(0.04)	
4 个基于任务的类别	-0.20***	-0.47	-0.08	-0.11	-0.14***	-0.49	-0.05	-0.12
	(0.05)		（0.09）		(0.03)		(0.06)	
4个基于任务的类别（不包括管理人员）	-0.23***	-0.50	-0.21**	-0.29	-0.16***	-0.52	-0.13**	-0.29
	(0.05)		（0.09）		(0.03)		(0.06)	
行业（1990 SIC）	-0.16***	-0.56	-0.15**	-0.33	-0.13***	-0.58	-0.12**	-0.32
	(0.03)		(0.06)		(0.02)		(0.05)	
B面板。流动与生产率								
2000年标准职业分类	3.08***	0.73	2.20**	0.28	1.86***	0.72	1.20*	0.25
	（0.38）		(1.01)		（0.24）		(0.63)	
1990年标准职业分类	4.81***	0.73	1.45	0.15	2.64***	0.75	0.89	0.17
	(0.60)		（1.27）		(0.32)		(0.68)	
4个基于任务的类别	4.06***	0.68	3.85**	0.33	2.55***	0.67	2.25**	0.29
	(0.58)		(1.48)		(0.38)		(0.98)	
4 个任务类别（不含管理类）	4.37***	0.68	4.38***	0.35	2.85***	0.69	2.66**	0.33
	(0.63)		(1.58)		(0.40)		(1.00)	
行业（1990年标准行业分类）	1.73***	0.46	-0.31	-0.04	1.36***	0.46	-0.27	-0.04
	(0.45)		(1.08)		(0.35)		(0.84)	
C面板：失业与生产率的关系								
失业	-8.72***	-0.64	-4.44*	-0.25	-8.72***	-0.64	-4.44*	-0.25
	(1.41)		(2.25)		(1.41)		(2.25)	
季度数	58		58		58		58	

$^{*}p < 0.1; ^{**}p < 0.05; ^{***}p < 0.01$

提供了证据，表明收入与项目参与调查序列中的缺口并不会显著影响顺周期性的程度。我们使用当前人口调查（见下文第5节）作为替代数据来源，并比较收入与项目参与调查和当前人口调查的未校正序列，以及相对于失业率估计的弹性，从而得出这一结论。前四列报告经 Γ校正的流动序列结果，后四列报告未校正序列的结果。面板 A 的结果证实了图36所得出的结论：失业者的总职业流动具有顺周期性。对于所有线性去

关于弹性，HP趋势只能使用插值时间序列获得。这可能会给那些与插值季度相邻的季度引入一些额外噪声。另一方面，将插值季度纳入HP滤波时间序列，也允许包含在线性去趋势时间序列中的一些额外信息同样对HP滤波序列产生影响。事实上，在计算中纳入插值季度似乎增强了我们系数的统计显著性。为保守地尽量减少插值的影响，我们重点关注排除所有插值季度后的统计结果。相比之下，线性去趋势序列的推导并未诉诸插值。

趋势序列的相关性显著为负，且弹性在统计上显著为负，达到1%显著性水平。HP滤波会导致相关性降低，因为失业与生产率的变化更加不同步（见表中的C面板），并且HP滤波后噪声的相对影响更高。然而，使用HP滤波序列得到的相对于失业率的弹性在5%显著性水平上是显著的，4个基于任务的类别除外。后者部分原因似乎是这些管理职业劳动者的流动模式所致。正如我们之前强调的，管理职业在整个样本期内表现不同，持续存在较大的相对净流出。再次排除与管理职业相关的失业期后，在使用4个基于任务的类别时，该序列在统计上显著地呈现顺周期性。

B面板显示，当使用（对数）生产率而非（对数）失业率时，通过失业实现的总职业流动也呈顺周期性。对于线性去趋势序列，相关性仍然较高（约为0.70），且经验弹性为正，并在1%显著性水平上显著。尽管HP滤波序列的噪声较大，但对于2000年标准职业分类和4类基于任务的类别序列，其弹性仍显著为正，且达到5%显著性水平；而对于不含管理类职业的4类基于任务的类别序列，弹性在1%显著性水平上显著为正。对于跨行业流动，我们同样发现，相对于劳动生产率的弹性为正且在统计上显著。就相关系数而言，我们发现，相对于线性去趋势生产率的相关系数为正，但在HP滤波序列中几乎为零。[69]

请注意，在面板 A 和 B 中， Γ校正序列的所有弹性均高于未校正序列，这说明错误编码降低了总职业流动的周期性响应。[70]

[69]其中一个原因是，HP滤波生产率序列在2005年左右达到峰值；当时，失业者的行业流动相较于均值较高，但同时又略低于21世纪初更早时期的水平。HP滤波序列对后者赋予了更大的权重。此外，尽管行业流动随后在大衰退期间大幅下降，但其恢复速度与失业的复苏速度相仿。相比之下，HP滤波生产率在大衰退初期急剧下降，但在2010年初之前也相对迅速地恢复。这种表现也是生产率与失业之间相关性相对较低的部分原因。有趣的是，对于主要职业流动序列而言，流动与失业之间的相关性，以及流动与产出之间的相关性，通常处于与产出和失业之间相关性相同的水平，有时甚至更强。[70]另一项练习中，我们降低了噪声的影响（以及非常高频的变动-

表 31：使用 NUN 时期的职业流动周期性

	5季度移动平均 Γ-已校正				5季度移动平均 未校正			
	线性去趋势		HP 1600		线性去趋势		HP 1600	
类别	弹性	ρ	弹性	ρ	弹性	ρ	弹性	ρ
NUN 失业期之间的流动，相对于失业率								
2000年标准职业分类	-0.14***	-0.73	-0.13***	-0.43	-0.09***	-0.73	-0.08***	-0.42
	(0.02)		(0.04)		(0.01)		(0.02)	
1990年标准职业分类	-0.17***	-0.60	-0.16***	-0.35	-0.11***	-0.67	-0.11***	-0.42
	(0.03)		(0.06)		(0.02)		(0.03)	
4 个基于任务的类别	-0.11***	-0.38	-0.00	-0.01	-0.08***	-0.43	-0.02	-0.07
	(0.04)		(0.07)		(0.02)		(0.04)	
4 个基于任务的类别（不包括管理人员）	-0.14***	-0.48	-0.08	-0.21	-0.10***	-0.53	-0.06*	-0.23
	(0.03)		(0.05)		(0.02)		(0.04)	
行业（1990 SIC）	-0.16***	-0.72	-0.21***	-0.55	-0.13***	-0.72	-0.16***	-0.53
	(0.02)		(0.04)		(0.02)		(0.03)	
季度数	58		58		58		58	

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

使用非就业期的周期性响应作为对上述分析的补充，表31考察了这样一类劳动者的职业流动的周期性行为：他们在非就业期（NUN 失业期）中交替经历了失业期和退出劳动力市场期。在这种情况下，我们同样发现，职业流动和行业流动具有顺周期性。与使用纯失业期相比，使用NUN失业期时，职业流动相对于失业的弹性点估计值略低，但总体而言，这些差异在统计上并不显著。相反，行业流动的顺周期响应点估计值更高。再次对数据进行线性去趋势后，在所有流动性度量中，1%的显著性水平下均显示出统计上显著的顺周期性。在考察主要职业群体之间的流动（采用1990年和2000年分类）以及行业流动时，HP滤波序列也得出了类似结果。然而，对于4个基于任务的类别之间的流动，这一模式在统计上较弱；但在排除管理人员时，未校正数据中的结果仍具有边际显著性（达到10%的显著性水平）。

通过分离（使用 TRAMO/SEATS）趋势—周期成分来校正这些衡量指标，得到的结果相似。由于噪声减少，标准误大幅降低，更多弹性在 1% 水平上具有显著性。

表32： 失业期不同矩下的流动周期性 1

	2000年标准职业分类 1990年标准职业分类 2000年标准职业分类-NUN 发生次数*IND IND					常规/非常规-M/C C/NRM/衰退、周期性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 1. 个人流动对线性去趋势失业率的回归							
	1(a) 招聘季度的失业情形						
U 招聘	-0.0788***	-0.0890***	-0.0583***	-0.0606***	-0.0952***	-0.0575***	-0.0589***
（标	(0.0180)	(0.0211)	(0.0153)	(0.0192)	(0.0219)	(0.0192)	(0.0191)
准误）			1(b) 分离季度的失业				
失业 分离	-0.0628***	-0.0691***	-0.0536**	-0.0420*	-0.0586**	-0.0700***	-0.0659***
（标	(0.0211)	(0.0239)	(0.0206)	（0.0249）	(0.0256)	(0.0211)	(0.0202)
准误）			1(c) 招聘和分离时的失业率平均值				
U 平均	-0.0868***	-0.0969***	-0.0704***	-0.0630***	-0.0946***	-0.0776***	-0.0758***
（标	(0.0218)	（0.0259）	(0.0204)	(0.0239)	(0.0247)	(0.0231)	(0.0222)
准误）			1(d) 招聘与分离时的失业状况				
U. 招聘	-0.0676***	-0.0782***	-0.0429**	-0.0583**	-0.0996***	-0.0241	-0.0306
（标准误）	(0.0236)	(0.0253)	(0.0204)	(0.0265)	(0.0316)	(0.0242)	(0.0256)
U 的标准误差。	-0.0182	-0.0175	-0.0271	-0.0037	0.0071	-0.0540**	-0.0456*
（标	(0.0277)	（0.0293）	(0.0268)	(0.0334)	（0.0352）	（0.0261）	(0.0267)
准误）							
面板 2. 个人流动对HP滤波失业率的回归							
	2(a) 招聘季度的失业情况						
失业者招聘	-0.1594***	-0.1768***	-0.1182***	-0.1198**	-0.2092***	-0.0840**	-0.0959**
（标	(0.0420)	(0.0449)	(0.0366)	(0.0458)	(0.0543)	(0.0408)	(0.0419)
准误）			2(b) 分离所在季度的失业				
U sep	-0.0916*	-0.0943*	-0.1017**	-0.0628	-0.1015	-0.1292***	-0.1238***
（标	(0.0479)	(0.0505)	(0.0455)	(0.0535)	(0.0633)	(0.0402)	(0.0406)
准误）			2(c) 招聘时和分离时的平均失业率				
失业率均值	-0.2187***	-0.2358***	-0.2078***	-0.1588**	-0.2697***	-0.1895***	-0.1938***
（标	(0.0590)	(0.0677)	(0.0601)	(0.0635)	(0.0685)	(0.0563)	(0.0547)
准误）			2(d) 招聘与分离时的失业情况				
失业者招聘	-0.1492***	-0.1666***	-0.1127***	-0.1130**	-0.1985***	-0.0671	-0.0794*
（标准误）	(0.0437)	(0.0460)	(0.0387)	(0.0483)	(0.0579)	(0.0439)	(0.0451)
失业率标准误	-0.0723	-0.0727	-0.0960**	-0.0482	-0.0756	-0.1205***	-0.1132***
（标	（0.0467）	（0.0503）	（0.0458）	(0.0521)	(0.0575)	(0.0400)	(0.0406)
准误）							

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

失业期不同阶段的周期性响应前文分析记录了职业（行业）流动的顺周期性，并在失业期结束时，即就业匹配时，衡量经济状况。表32考察了以下结果是否仍然成立：我们不再在劳动者失业期开始时（即工作分离时）衡量失业率，或者使用工作分离时和就业匹配时失业率的平均值。第一个面板考察了这样一种情况：我们使用线性去趋势的（对数）失业率作为周期性指标，并报告纳入线性时间趋势和一个用于反映2004年面板职业分类变更的虚拟变量的回归估计结果。前两行传达的主要信息是，在

工作分离或就业匹配时的情况不会影响我们的结论。在这两种情况下，我们都发现，失业工人的职业（行业）流动具有顺周期性。请注意，前五列中得到的点估计在以工作分离时的失业率进行衡量时有所下降。然而，这一降幅并不显著，点估计仍具有统计显著性。对工作分离时和就业匹配时的失业率取平均值后，点估计显示出最高的经验响应度，且所有列的结果均在 1% 水平上显著。此外，同时纳入工作分离时和就业匹配时的失业率后，点估计表明，当工作分离和就业匹配时（实际上也包括两者之间）的失业率都较高时，流动性会受到额外的负面影响，但这一影响在统计上并不显著。

在表32的第二个面板中，我们将职业（行业）流动与HP滤波的（对数）失业率联系起来，该失业率再次在工作分离或就业匹配时点进行测量。在这里，我们同样观察到，职业（行业）流动仍然呈顺周期性。然而，当使用2000年标准职业分类和1990年标准职业分类，以及在行业流动的情况下，我们观察到职业流动对失业率的响应程度出现了明显下降。与前一种情况一样，当我们使用失业期开始和结束时的平均HP滤波失业率时，得到的响应最为明显，其系数在1%显著性水平上具有统计显著性。在同时纳入两个HP滤波失业率时，尽管估计不够精确，但在其他条件不变的情况下，失业期结束时较高的失业率对流动的影响进一步呈负向（且在经济意义上并非微不足道）。对于跨越4个基于任务的类别的流动而言，这一影响至少在10%显著性水平上具有边际显著性；而对于那些NUN 时期而言，该影响在5%显著性水平上具有显著性。

那么，上述结果表明，我们的基准分析是保守的，因为我们并未选择失业发生的时机，以最大化失业工人的职业流动率的周期性响应。

控制人口统计特征和职业身份后的周期性响应 接下来，我们考察失业者职业流动的周期性变化是否受到人口统计特征

和/或来源职业或去向职业可能产生的影响。表33的面板A和B考察了以下形式的回归:

$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_1 \text{Cyclical Variable} + \text{Controls} + \varepsilon, \tag{R1}$$

其中，我们使用线性去趋势化的（对数）失业率或经HP滤波的（对数）失业率作为周期性变量。每个面板分为若干子面板，分别列示不同的对照变量集合。在第一个子面板中，我们考察以未校正的流动性为因变量，并纳入相关周期性变量、线性时间趋势以及2000年标准职业分类虚拟变量的回归（该虚拟变量用于2004年和2008年面板）。[71] 在第二个子面板中，我们在前述回归中加入人口统计对照变量；在第三个子面板中，进一步加入来源职业虚拟变量。在第四个子面板中，我们改为控制目的地职业虚拟变量，而非来源职业。第（i）列考察2000年标准职业分类，第（ii）列考察1990年标准职业分类；第（iv）列考察职业与行业同时流动性，第（v）列考察基于1990年人口普查分类的行业。第（vi）列分析包括管理类职业在内的4种任务类别，第（vii）列则分析不包括管理类职业的类别。此外，第（iii）列考察NUN 时期，而非仅考察纯失业期。请注意，所有这些回归均在本附录第1节所报告的相应回归基础上，加入了相关周期性变量。标准误通过按季度聚类计算。

本表的主要信息是，纳入人口统计控制变量，或职业（行业）固定效应，似乎并不会显著改变相对于商业周期所测得的流动响应程度。因此，我们的证据有力地表明，失业者中职业/行业流动的顺周期性并非由构成变化所驱动；也就是说，在经济扩张期（衰退期），我们观察到更多（更少）与具有较高流动性的职业/行业或人口统计特征相关联的工人。

[71]我们还单独考察了1985年—2003年时期的周期性模式。这项分析得出的结果非常相似，但估计的精确度较低。

表33：控制人口统计特征和职业身份后的流动周期性

	2000年标准职业分类 1990年标准职业分类 2000年标准职业分类-NUN 发生次数*行业 行业					常规/非常规-M/C C/非就业/衰退、周期性	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 A。个人流动对线性去趋势失业率的回归							
	A1：未校正、时间对照组、无人口统计特征、无发生次数/行业对照组						
失业率	-0.0788***	-0.0890***	-0.0583***	-0.0606***	-0.0952***	-0.0575***	-0.0589***
（标	(0.0180)	(0.0211)	(0.0153)	(0.0192)	(0.0219)	(0.0192)	(0.0191)
准误）	假设 A2：未校正、时间和人口统计学对照组，不含发生次数/行业对照组						
U.rate	-0.0763***	-0.0910***	-0.0552***	-0.0579***	-0.0904***	-0.0542***	-0.0547***
（标	(0.0176)	(0.0213)	(0.0151)	(0.0199)	(0.0217)	(0.0198)	(0.0198)
准误）	假设 A3：未校正、时间、人口统计特征及来源发生次数对照组						
U.rate	-0.0707***	-0.0810***	-0.0521***	-0.0546***	-0.0783***	-0.0560***	-0.0578***
（标	(0.0176)	(0.0217)	(0.0148)	(0.0200)	(0.0217)	(0.0193)	(0.0192)
准误）	A4：未校正、时间、人口统计学对照组和目的地发生次数对照组						
失业率	-0.0766***	-0.0831***	-0.0564***	-0.0568***	-0.0817***	-0.0545***	-0.0568***
（标	(0.0176)	(0.0214)	（0.0146）	(0.0197)	(0.0218)	(0.0197)	(0.0197)
准误）							
B面板：个人流动对HP滤波失业率的回归							
	B1：未校正，控制时间，不含人口统计学、发生次数/个人控制变量						
HP失业率	-0.1594***	-0.1768***	-0.1182***	-0.1198**	-0.2092***	-0.0840**	-0.0959**
（标	(0.0420)	(0.0449)	(0.0366)	(0.0458)	(0.0543)	（0.0408）	(0.0419)
准误）	B2：未校正，控制时间和人口统计特征，不控制发生次数/行业						
HP U.rate	-0.1520***	-0.1782***	-0.1088***	-0.1137**	-0.2012***	-0.0751*	-0.0829*
（标	(0.0418)	(0.0457)	（0.0367）	(0.0472)	（0.0536）	(0.0421)	(0.0438)
准误）	B3：未校正、时间、人口统计学及来源职业对照组						
HP U.率	-0.1409***	-0.1623***	-0.1045***	-0.1090**	-0.1825***	-0.0782*	-0.0884**
（标	(0.0396)	(0.0451)	(0.0347)	(0.0472)	(0.0542)	(0.0413)	(0.0427)
准误）	B4：未校正、时间、人口统计学对照组和目的地发生次数对照组						
HP 失业率	-0.1476***	-0.1577***	-0.1172***	-0.1115**	-0.1697***	-0.0770	-0.0906*
（标准误）	（0.0427）	（0.0495）	（0.0364）	（0.0479）	（0.0542）	(0.0466)	(0.0474)
obs	12639	12591	16574	12260	12309	12639	11506

$^{*}p < 0.1$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$

控制失业持续时间时的周期性响应我们现在考察失业（非就业）持续时间在总职业流动的周期性中的作用。为此，我们估计如下形式的回归

$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_1$周期性变量 $+ \beta_2$（失业持续时间）+对照组 $+ \varepsilon$。（R-dur）面板A 展示了在使用未校正的流动数据时，HP滤波后的（对数）失业率和就业历时的估计系数（有关经 Γ 校正的估计结果，请参见正文）。B面板通过进一步加入时间趋势并控制分类变化，呈现了使用未校正数据得到的这些估计结果。面板 C、D 和 E 依次加入人口统计控制变量（性别、教育、种族、年龄）、来源职业固定效应或目标职业固定效应。面板 F 考察了在加入对照组后估计的持续时间系数，涵盖

相同的未校正数据，但不含周期性回归变量。请注意，由于在周期性分析中（以及面板F 中）我们仅使用持续时间分布未受审查的那些季度，因此这些数据是用于估计正文和本附录前几节中总体持续时间分布的数据的子集。

表 34：控制失业持续时间后的流动周期性

	2000年标准职业分类 1990年标准职业分类 2000年标准职业分类-NUN 发生次数*行业				IND	常规/非常规-衰退、周期性/周期性/NRM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 A：未校正，不含人口统计、不含时间、不含职业/行业对照组							
HP 失业率	-0.1655***	-0.1831***	-0.1126***	-0.1251***	-0.2068***	-0.0834*	-0.0974**
（标准误）	(0.0475)	(0.0518)	(0.0385)	(0.047)	(0.0554)	(0.0449)	(0.0444)
持续时间	0.0139***	0.0148***	0.0139***	0.0110***	0.0115***	0.0093***	0.0093***
（标准误）	(0.0019)	(0.0017)	(0.0017)	(0.0019)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0016)
B面板：未校正 ，含时间和分类对照组							
HP U.率	-0.2037***	-0.2237***	-0.1494***	-0.1549***	-0.2458***	-0.1137***	-0.1240***
（标准误）	(0.0421)	(0.0453)	(0.0360)	(0.0459)	(0.0540)	(0.0418)	(0.0422)
持续时间	0.0142***	0.0151***	0.0141***	0.0112***	0.0117***	0.0095***	0.0095***
（标准误）	（0.0019）	（0.0017）	（0.0017）	(0.0019)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0016)
C面板：未校正，含人口统计变量、时间对照组，不含职业/行业对照组							
HP失业率	-0.2019***	-0.2297***	-0.1419***	-0.1527***	-0.2418***	-0.1085**	-0.1138**
（标准误）	(0.0417)	(0.0461)	(0.0361)	(0.0471)	(0.0530)	(0.0432)	(0.0444)
持续时间	0.0160***	0.0166***	0.0143***	0.0125***	0.0130***	0.0107***	0.0106***
（标准误）	(0.0019)	(0.0018)	(0.0016)	(0.0018)	(0.0017)	(0.0015)	(0.0016)
D面板：未校正、来源职业对照组、时间和人口统计控制变量							
HP U.率	-0.1863***	-0.2106***	-0.1357***	-0.1436***	-0.2178***	-0.1123***	-0.1206***
（标准误）	(0.0397)	(0.0457)	(0.0340)	(0.0471)	(0.0534)	(0.0423)	(0.0432)
持续时间	0.0148***	0.0155***	0.0134***	0.0112***	0.0112***	0.0109***	0.0109***
（标准误）	（0.0019）	（0.0017）	（0.0016）	(0.0019)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0016)
E面板：未校正、目标职业对照组、时间和人口统计控制变量							
HP失业率	-0.2036***	-0.2085***	-0.1462***	-0.1545***	-0.2259***	-0.1081**	-0.1188***
（标准误）	(0.0397)	(0.0457)	(0.0332)	(0.0466)	(0.0521)	(0.0426)	(0.0433)
持续时间	0.0152***	0.0156***	0.0133***	0.0117***	0.0113***	0.0109***	0.0109***
（标准误）	(0.0019)	(0.0017)	(0.0016)	(0.0019)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0016)
面板 F：比较（持续时间曲线，不含经济周期，含时间和人口统计对照组）							
持续时间	0.0149***	0.0153***	0.0136***	0.0117***	0.0119***	0.0102***	0.0101***
（标准误）	(0.0019)	(0.0018)	(0.0016)	(0.0018)	(0.0018)	(0.0015)	(0.0016)

$^{*}p < 0.1$; $^{**}p < 0.05$; $^{***}p < 0.01$

相较于表33（面板B）的结果，我们发现，控制失业（非就业）时段的持续时间会增强职业流动的周期性响应。这是因为，在控制持续时间后估计出的失业系数反映了流动—持续时间曲线的垂直位移。不控制持续时间时，失业系数既反映曲线的垂直位移，也反映经济衰退期间观察到的失业持续时间分布右移。加入更多对照变量，并不会显著改变曲线的斜率或

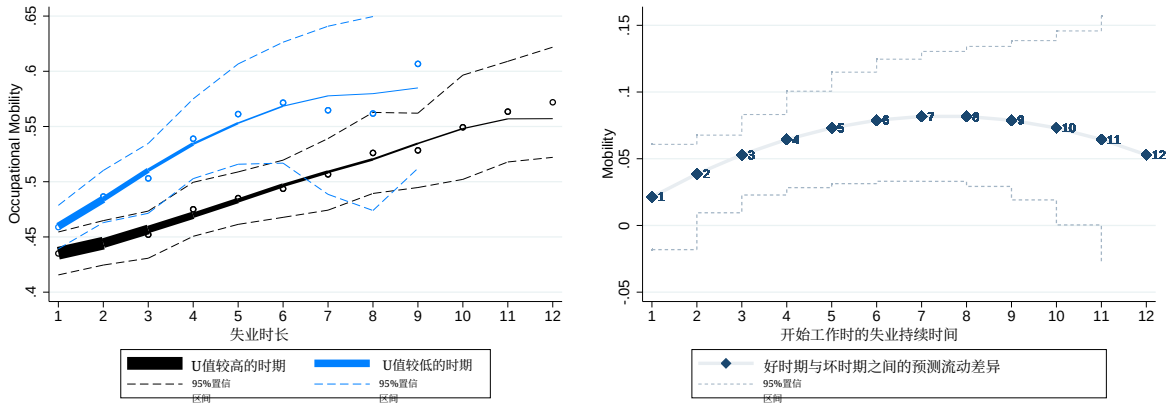
职业流动的周期性响应。这表明，将来源职业（或人口统计特征）构成的变化与观察到的、以完整失业时长为条件的流动周期性联系起来的空间有限。此外，这也与另一种解释相悖：职业或人口统计特征的变化导致我们发现，经济衰退期间失业者的流动—持续时间曲线也呈现适度上升的趋势。

B.3.2 周期性响应流动-持续时间概况

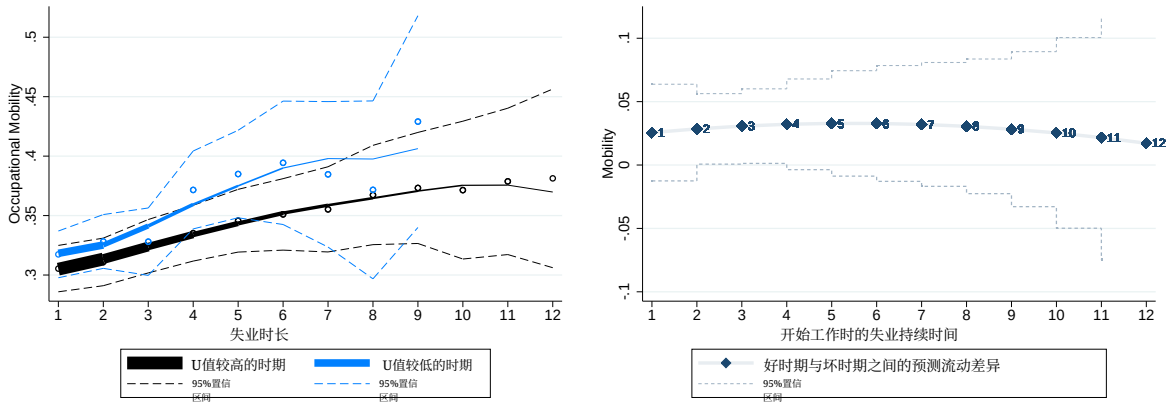
现在我们转而考察流动-持续时间曲线的周期性。图37a、c和e描绘了高失业和低失业时期的流动-持续时间曲线，所使用的是2000年标准职业分类中的主要职业以及4类基于任务的职业。高失业时期定义为HP滤波后的（对数）失业率处于HP滤波后的（对数）失业率分布最高三分之一范围内的时期；低失业时期则定义为HP滤波后的（对数）失业率处于该分布最低三分之一范围内的时期。每条曲线的粗细反映了失业期持续时间至少为x 个月的失业工人数。显然，在高失业时期，失业者更多，失业期也更长。这些图表得出的主要结论是，在所有失业持续时间下，低失业时期的职业流动都高于高失业时期。图37a显示，在考察主要职业时，对于最长为6个月的失业持续时间，两条流动-持续时间曲线在统计上彼此不同。超过这一点后，与低失业时期相关的流动-持续时间曲线变得更窄，其置信带也变宽。[72] 图37e显示，在考察不包括管理类职业的4类基于任务的职业时，在较短的失业持续时间下，两条流动-持续时间曲线在统计上也彼此不同。纳入管理类职业会降低估计的精确度，从而产生更宽的置信区间。

作为研究高失业率和低失业率时期之间流动—持续时间分布变化的补充方式，图37b、d和f描绘了

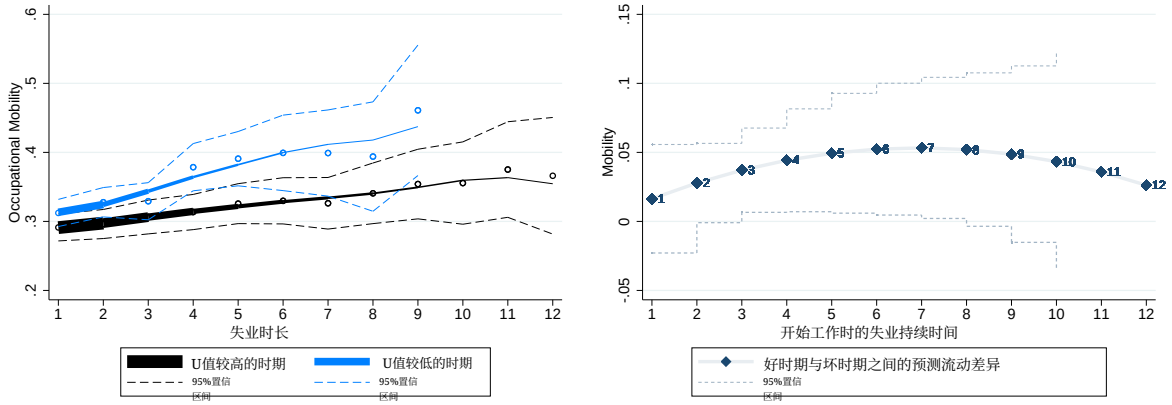
[72]当相关置信区间变宽至超过 0.2 时，我们不绘制持续时间分布。



（a）2000年标准职业分类 - 总体流动-持续时间曲线（b）2000年标准职业分类 - 边际流动-持续时间曲线



（c）4RTMC - 总体流动-持续时间曲线（d）4RTMC - 边际流动-持续时间曲线



（e）4RTMC，不含管理岗位 - 总体流动-（f）4RTMC，不含管理岗位 - 边际流动-持续时间曲线 持续时间曲线

图37：流动性-持续时间曲线的周期性响应

边际 流动性-持续时间曲线。后者衡量在相同的已完成 失业持续时间下，时期之间职业流动的变化。

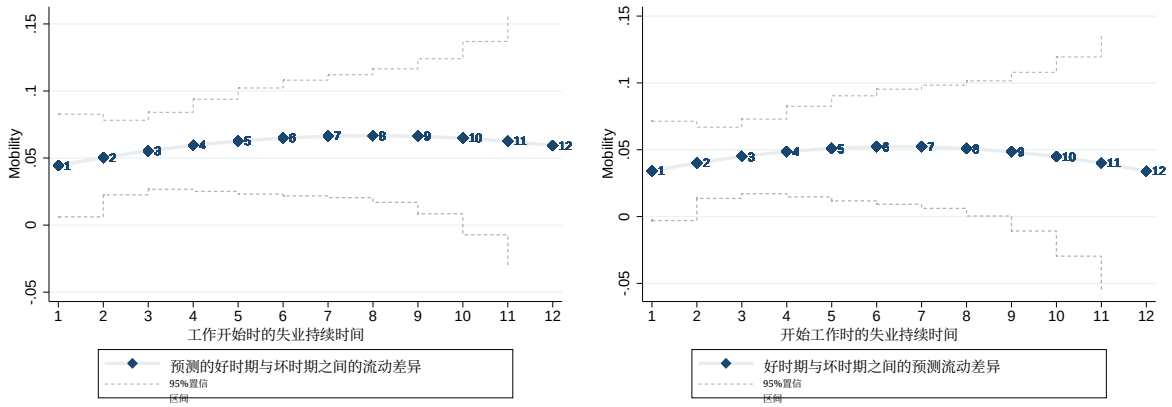
高失业率和低失业率。这与图37a、c和e中所考察的流动性-持续时间曲线形成对比；例如，在失业4个月的人中，有相当一部分人在5个月时仍处于失业状态，因此会计入4个月和5个月时的平均职业流动。由于边际流动性-持续时间曲线的构建依赖于每个持续时间下数量少得多的观测值，我们对该曲线在经济周期中的移动作出函数形式假设。具体而言，我们估计劳动者在给定失业持续时间内改变职业（行业）的概率为

$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{\text{Cycl}} + \sum_{n=1}^{12} \beta_{2n} \,(\text{u. duration dummy}) + \\ + \beta_3 \left(\mathbf{1}_{\text{Cycl}} \times \text{u. duration}\right) + \beta_4 \left(\mathbf{1}_{\text{Cycl}} \times (\text{u. duration})^2\right) + \mathit{Controls} + \varepsilon, \tag{R-X}$$

其中，$\mathbf{1}_{\text{Cycl}}$ 是周期性指标（高失业率时期为0，低失业率时期为1），失业持续时间指已完成的失业期持续时间。我们使用未经校正（错误编码）的收入与项目参与调查数据估计该方程，并控制线性时间趋势和分类变更。请注意，方程R-X允许我们根据二次关系，在不同持续时间下以不同方式移动边际流动性-持续时间曲线。[73] 图37b、d和f显示，在U值较高的时期，任何持续时间结束失业期的工人，其改变职业的概率都较低。在使用2000年标准职业分类时，持续时间为2至10个月的职业变动概率差异具有统计显著性；在使用不包括管理类职业的4个基于任务的类别时，持续时间为2至7个月的差异具有统计显著性。

图 38 通过使用线性去趋势后的失业率作为周期性指标，并据此估计回归方程R-X，展示了边际流动性-持续时间曲线。在这种情况下，我们观察到，在高

[73]我们还尝试了三次和四次关系。这些替代设定有时会使持续时间为 6—10 个月时的响应更强，而在超过 10 个月后则逐渐减弱。不过，超过 10 个月后，所有情况下的置信区间都相当宽。采用另一种设定，即不使用持续时间虚拟变量来刻画这一曲线，而是使用流动与持续时间之间的线性基线关系，并不会实质性改变所呈现的关系。在本节中，采用三次或四次形式也不会实质性改变变化的方向或其统计显著性。

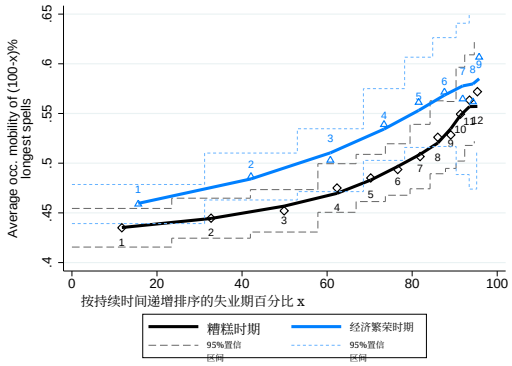


(a) 主要职业组（1990年标准职业分类）　　(b) NRMC

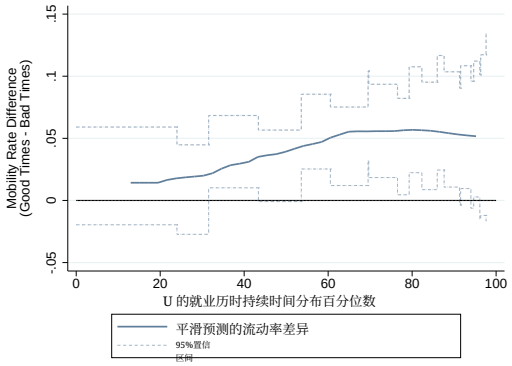
图38：失业者的周期性职业流动转变

和低失业率时期，失业工人在任何已完成持续时间下的职业流动率差异更加显著。具体而言，对于 4 个基于任务的类别（包括管理人员），我们现在看到，在高失业率时期，整个曲线均向下移动，并且在 2 至 8 个月之间具有统计显著性。

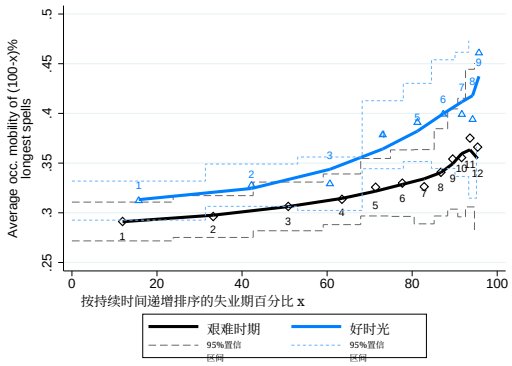
商业周期中的职业流动与持续时间分布中的排名 为了探究图37a、c和e中观察到的流动性-持续时间曲线右移在多大程度上是由失业持续时间分布右移所致，我们将劳动者的职业流动表示为其失业期在持续时间分布中的排名的函数。我们分别考察上述定义的高失业率时期和低失业率时期。图39a和c展示了失业持续时间分布中最长的100-x%失业期的平均职业流动率与这些失业期排名之间的关系。对于2000年标准职业分类中的主要职业群体以及4个基于任务的类别，我们都观察到，在任何给定排名上，高失业率时期的职业流动率都较低；而且，在中位数附近较宽的排名区间内，这一差异似乎具有统计显著性。这意味着，高失业率时期流动性-持续时间曲线的下移，不能仅由与经济衰退相关的持续时间分布右移来解释。具体而言，我们并未观察到，商业周期对持续时间分布较低分位数处流动性的影响方向与较高分位数处不同。因此，并非相对较短



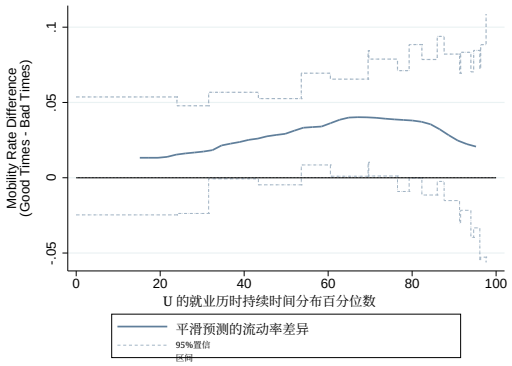
(a) 2000年标准职业分类 - 生存期内经校正的流动失业期



(b) 2000年标准职业分类——流动的周期性变化已完成失业期分布各百分位



(c) NRMC（不含管理类），存续失业期中的代码错误相关性存续失业期



(d) NRMC（不含管理类），流动的周期性变化在已完成失业期分布各百分位上的分配

图39：流动的周期性变化，以及在失业持续时间分布中的排名

失业期在经济衰退期间表现出更强的职业依附，而与此同时，相对较长的失业期则表现出较弱的职业依附。

图39b和39d进一步探讨了这一问题，并根据个人面板数据（未校正），在控制时间趋势和分类效应后，展示了高失业率时期与低失业率时期之间职业流动估计变化。我们分析的是（已完成的）失业持续时间分布中给定百分位处的职业流动，而非像图39a和39c那样，分析所有失业期中持续时间达到或超过该百分位的子集的平均职业流动。再次说明，由于这一分析涉及的观测值较少，我们对失业持续时间与职业流动之间的关系作出函数形式假设

流动。具体而言，我们将 R-X 的一个变体估计为

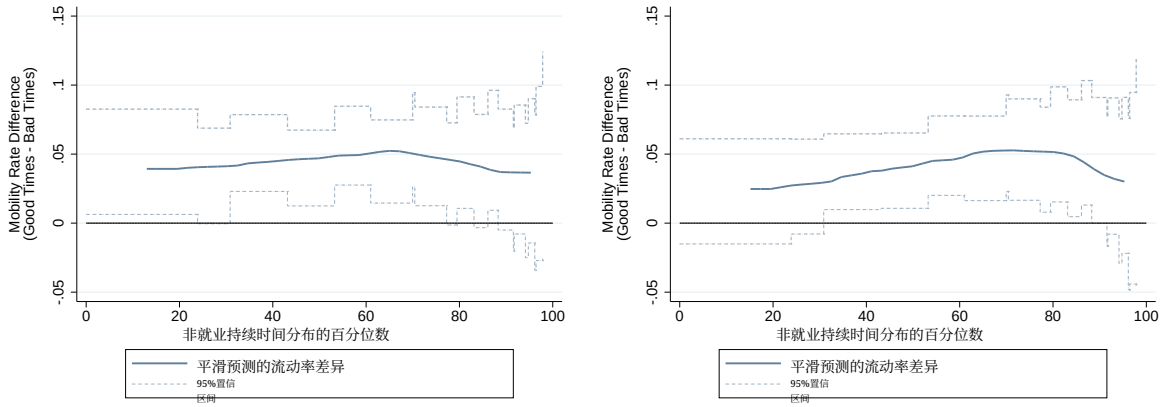
$$\mathbf{1}_{\text{occmob}} = \beta_0 + \beta_1 \mathbf{1}_{\text{Cycl}} + \beta_{2,1}\,(\text{u. duration}) + \beta_{2,2}\,(\text{u. duration})^2 + \beta_3\left(\mathbf{1}_{\text{Cycl}} \times \text{u. duration}\right) + \beta_4\left(\mathbf{1}_{\text{Cycl}} \times (\text{u. duration})^2\right) + \text{Controls} + \varepsilon, \tag{R-XX}$$

其中， $\mathbf{1}_{\text{Cycl}}$ 是周期性指标（高失业率时期取0，低失业率时期取1）；我们不再使用失业持续时间虚拟变量，而是在经济衰退时期采用平滑的二次持续时间曲线，在经济繁荣时期则采用一条（可能）不同的二次持续时间曲线。[74]

对于主要职业群体之间的流动，我们发现，在完整失业时长分布的任意给定百分位上，低失业率时期的流动都高于高失业率时期。在第35至第90百分位之间的大多数失业期中，这一差异在统计上显著。基于4类任务的流动也呈现出非常相似的模式，不过统计显著性较弱。因此，在失业期分布的广泛百分位区间内，经济衰退似乎会降低职业流动。跨越图40展示了与前文相同分析的估计结果，但使用线性去趋势后的失业率作为周期性指标。在这里，我们同样观察到失业期整个分布中的流动出现周期性变化。在这种情况下，直到第80至第90百分位（2000年标准职业分类），以及第35至第95百分位（4类任务），分布中几乎所有分位数上的高、低失业率时期之间的差异在统计上都显著。

结论在经济衰退期间，失业期会延长，失业工人的流动性也会降低。按性别、教育、年龄、职业和行业划分时，这一模式在许多人口子群中均存在。在经济衰退和扩张期间，失业时间较长的工人相对而言都更具流动性。我们发现，流动性-持续时间曲线似乎会在经济衰退期间整体下移。然而，衰退期间持续时间曲线的周期性下移，不能仅以就业获得率放缓来解释。在失业者的各个分位数中——

[74]我们还尝试了持续时间曲线的线性、三次和四次设定，除非另有说明，否则这些设定不会改变本文讨论的一阶模式所得出的结论。



(a) 21 MOG (2 000) 从U流出的流动性（b）4 NRMC（不含管理层）从U流出的流动性

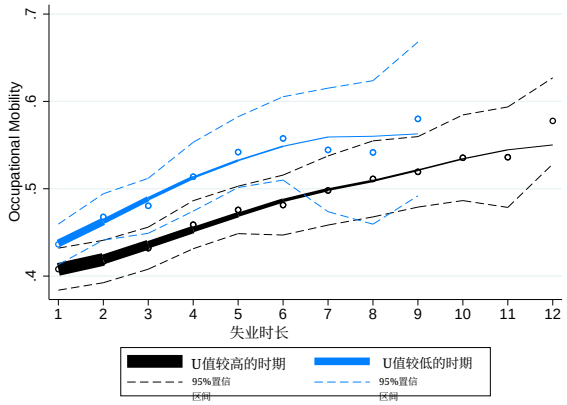
图40：根据线性去趋势失业序列划分的好时期与坏时期

就业持续期分布、职业流动在经济衰退期间下降（就分布的相当大一部分而言，这在统计上确实如此）。这一模式似乎是失业者职业流动和行业流动的普遍特征，在1990年标准职业分类以及图41所示的1990年行业人口普查分类中同样存在。

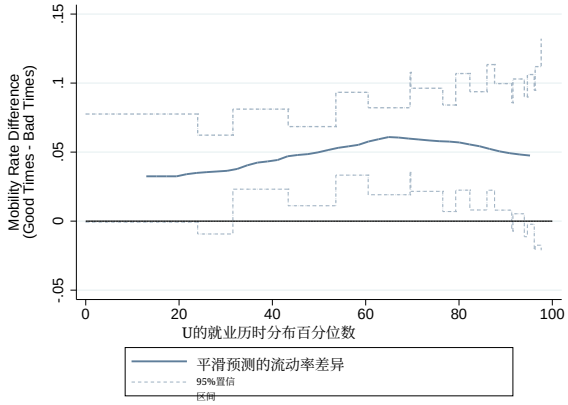
B.3.3 净职业流动的周期性行为

为了研究净流动的周期性行为，我们将失业期样本分为两组。第一组由那些结束于HP滤波后的（对数）失业率最高 （$100 - x_b$）%季度的失业期构成。我们将这些季度标记为“经济衰退期”。第二组由那些结束于HP滤波后的（对数）失业率最低 x_g% 季度的失业期构成。我们将这些季度标记为“经济扩张期”。为此，我们需要为x_g 和 x_b选择数值。然而，选择这些百分位临界值会带来以下权衡。一方面，较低的x_g （和/或较高的x_b）意味着失业期样本相对较小。这可能会带来问题，因为在小样本中，大数定律未必足够强，无法减弱观测到的职业流动方向中的随机性。[75] 另一方面

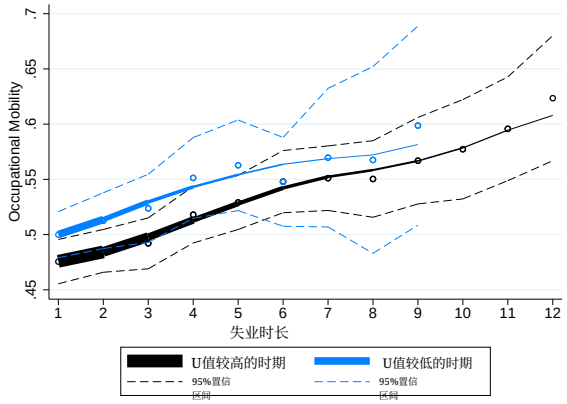
[75]例如，考虑一组根据潜在流量分布得出的总流量，其中净流动为零。如果这组数据只包含一次职业流动观测，那么该观测将被归类为净流量，因此需要覆盖该净流量的总流量占比达到100%。



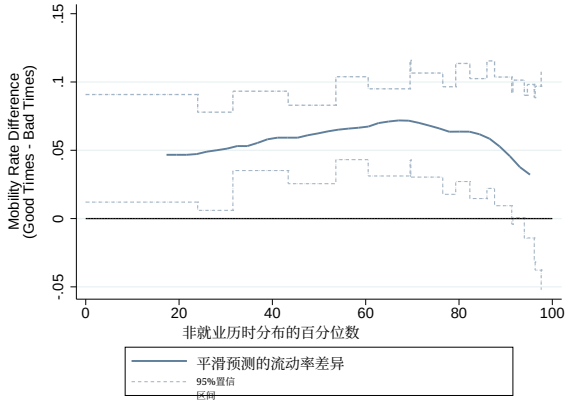
（a）主要职业组（1990年标准职业分类）



（b）主要职业组（1990年标准职业分类）



(c)主要行业群体（1990 人口普查行业分类）

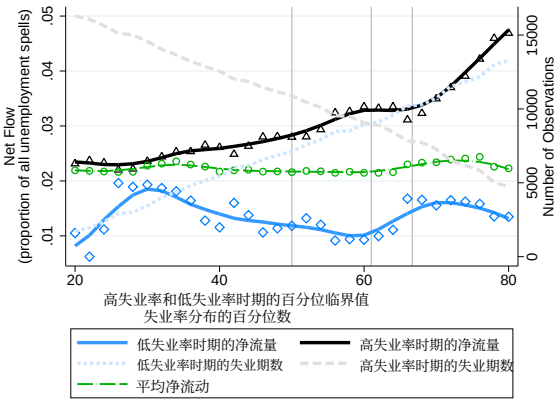


(d) 主要行业群体（1990 人口普查行业分类）

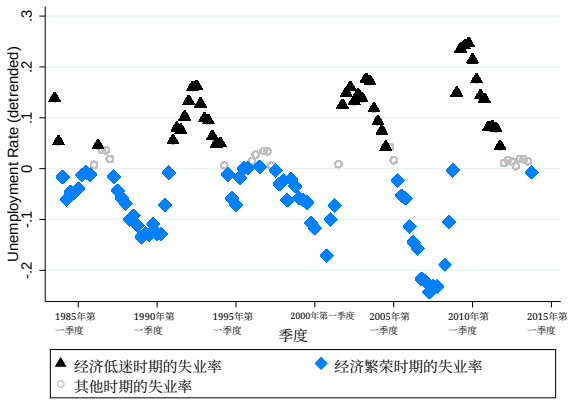
图41：失业者的职业和行业流动性（1990年人口普查分类）

，出于结构性原因，当我们将样本限制在更极端的周期时期时，净流动的响应可能更大。后者意味着，较低的x_g（和/或较高的x_b）本身可能与更高的净流动相伴，因为它集中于响应最强的时期。

为考察这一权衡对于净流动的周期性是否重要，图42展示了4个基于任务的类别之间的净流动，其为x_b、$x_g \in [0.2、0.8]$的函数。如正文所述，这些流动按上文定义的经济扩张期和经济衰退期中观察到的就业-失业-就业失业期数量进行标准化。蓝色曲线表示经济扩张期的净流动，黑色曲线表示经济衰退期的净流动。为比较经济扩张期与经济衰退期之间的净流动，例如将其定义为具有

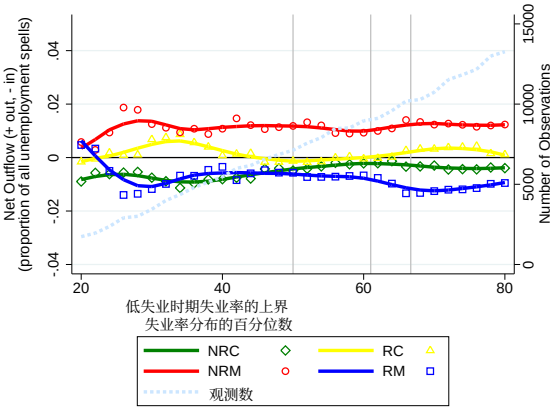


（a）净流动（及观测值数量）

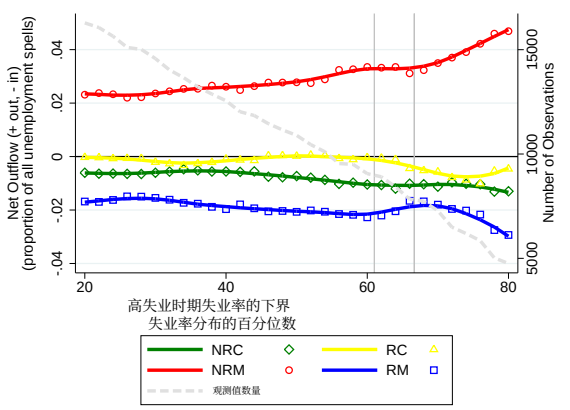


（b）高失业率时期（高于第67百分位数），低失业率时期（低于第50百分位数）低于第50百分位数）

图42：净流动以及高、低失业率时期的定义



(a) U值较高的时期

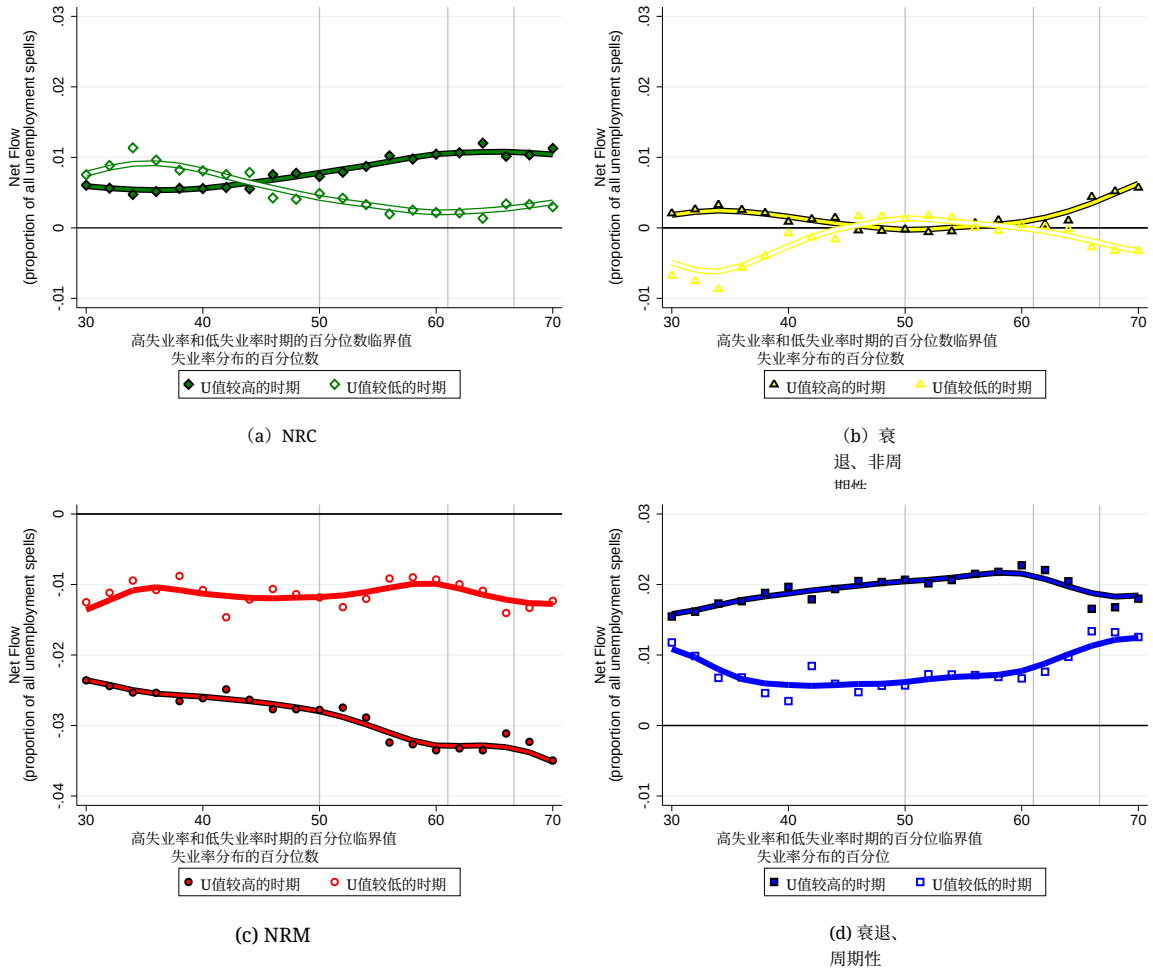


(b) U值较低的时期

图43：每个（NRMC）职业的净流动以及高失业率和低失业率时期的定义

在经过HP滤波的（对数）失业率中，要比较最低和最高的33%，需将蓝色曲线在横坐标0.33处的值与黑色曲线在横坐标0.67处的值进行比较。绿色虚线（带圆圈）表示平均 净流动，它通过分别计算经济扩张期和经济衰退期的净流动，再按其背后失业期的数量加权求平均得出。在此情形下，横轴上的百分位数表示用于界定经济扩张期的失业率上界，同时也表示用于界定经济衰退期的失业率下界。在所有这些情形中，净流动均根据所有失业期所隐含的职业转移矩阵计算。

最终处于扩张期或衰退期的时期。随后，我们对该矩阵应用了 Γ校正。



（a）NRC

（b）衰退、非周期性

(c) NRM

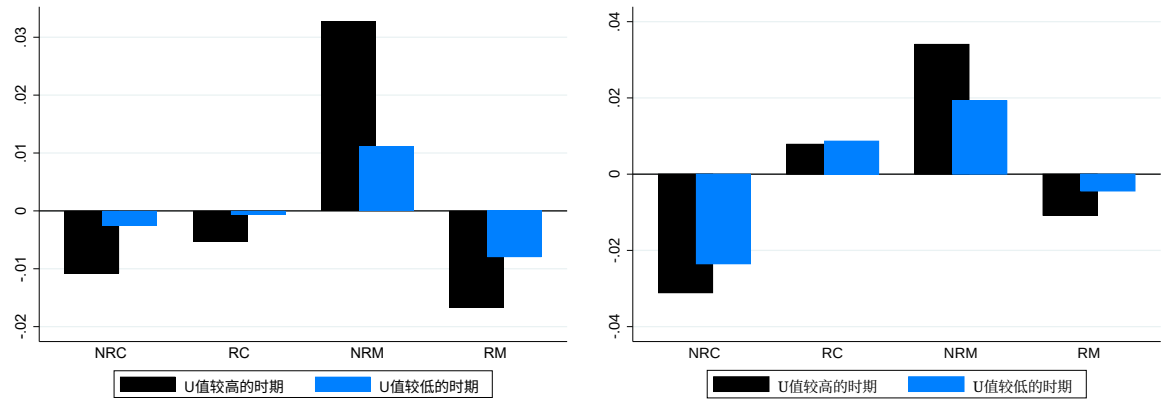
(d) 衰退、周期性

图44：各职业净流动流出（流入），以及高失业率和低失业率时期的定义

图42传达的主要信息是，对于任何x_b、$x_g \in [0.2、0.8]$，基于任务的类别之间的总体净流动都是逆周期的。因此，样本规模的变化似乎不会影响我们关于净流动呈逆周期性的发现。图43展示了同样的分析，但聚焦于各个基于任务的类别。图43a显示了x_g的函数关系中的经济扩张期净流动；图43b则显示了x_b的函数关系中的经济衰退期净流动。在这里我们观察到，例行手工和非常规手工类别的净流动在经济衰退期大于经济扩张期，这意味着对于任何x_b、$x_g \in [0.2、0.8]$，这些类别的净流动都是逆周期的。此外，在经济扩张期.....

在经济扩张期和经济衰退期，非常规体力劳动类别呈现净流入，而常规体力劳动类别呈现净流出，这与就业极化文献的结论一致。然而，认知类别的模式并不那么明确。例如，我们发现，只有在考察x_b、$x_g \in [0.45、0.8]$时，非常规认知劳动类别的净流动才在经济衰退期更高。图44更详细地展示了这些净流动，分别比较了各类别在经济扩张期与经济衰退期的成对净流动。

鉴于上述分析，在考察净流动时，我们将经济扩张期定义为 HP 滤波后的（对数）失业率低于中位数的季度，将经济衰退期定义为 HP 滤波后的（对数）失业率最高的 33% 的季度。以这种方式定义经济周期的好处在于，前面提到的小样本问题在这种经济扩张期定义中似乎不那么重要，因为较少观察到失业期。事实上，图42a中的蓝色曲线在中位数附近表现得相当平稳。[76] 图42b还表明，NBER 标准衰退期及其紧随其后的时期与此处的经济衰退期定义高度吻合；而20世纪90年代后半期、80年代末以及21世纪初至大衰退开始前的时期，则与此处的经济扩张期定义高度吻合。



(a) 周期性净流动（NRMC 不含管理岗位）(b) 周期性净流动（NRMC 含管理岗位）

图4 5：基于任务的类别的净流动

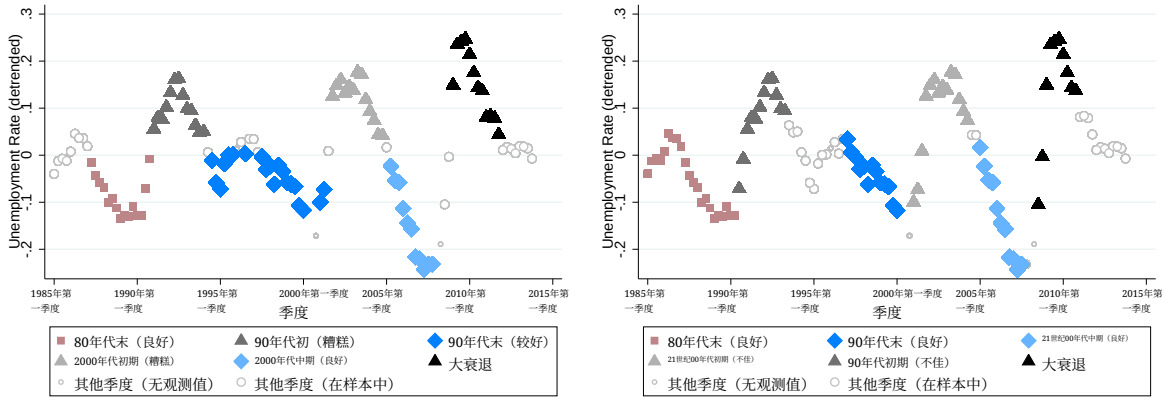
[76]另请注意，在第40至第65百分位数之间，平均净流动的变动相对较小。当我们跨越这些不同的临界值时，样本量受到限制，较小样本中噪声更大的净流动观测值可能会推高平均净流动率。但对于我们的指标而言，情况似乎并非如此。

以这种方式分析经济周期意味着，总体净流动占经济扩张期工人失业期的1.1%，而在经济衰退期则占3.2%。图42以左侧最靠近蓝色曲线的竖线交点和右侧最靠近黑色曲线的竖线交点，分别表示这两个数值。[77]图45a还采用这一经济周期定义，展示了4种基于任务的类别各自的净流动模式。如图43和图44所示，非常规体力劳动类别的净流入呈逆周期增长：在经济衰退期，工人失业期中有3.2%涵盖了工人流入非常规体力劳动类职业所产生的净流动，而在经济扩张期，这一比例仅为1.1%。相比之下，常规体力劳动类别的净流出呈逆周期增长：在经济衰退期，工人失业期中有1.7%涵盖了工人流出常规体力劳动类职业所产生的净流动，而在经济扩张期，这一比例仅为0.7%。

图45b展示了四个基于任务的类别之间的净流动，但此处将管理类职业也纳入非常规认知类别。在这种情况下，超过所有失业期2%的净流动如今源自非常规认知类别，而常规认知类别则因原管理人员转而从事行政或销售工作而出现净流入。此外，来自管理职业的流入在一定程度上减弱了常规体力劳动类别的流出。不过，非常规和常规体力劳动类别仍呈现出相同的周期性模式。前者的净流入和后者的净流出在经济衰退期的绝对值都更大。

我们现在考察，在样本期内观察到的各个经济扩张期和经济衰退期中，上述净流动模式是否普遍存在。根据上述商业周期定义，图46a区分出三个经济扩张期和三个经济衰退期，并将样本中的季度划分为若干彼此大体连贯（连续）的时期。[78] 为检验结果的稳健性，

[77]作为上述基准的替代方案，我们还将样本分为两部分，每部分包含相同数量的观测值。在这种情况下，经济扩张期对应HP滤波后的（对数）失业率最低的61%，经济衰退期则对应HP滤波后的（对数）失业率最高的39%。这一替代方案产生了类似的净流动周期性变化：经济扩张期的净流动占失业期的1.0%，经济衰退期则占失业期的3.3%。[78]我们选取90年代后半段失业率低于中位数的那些季度



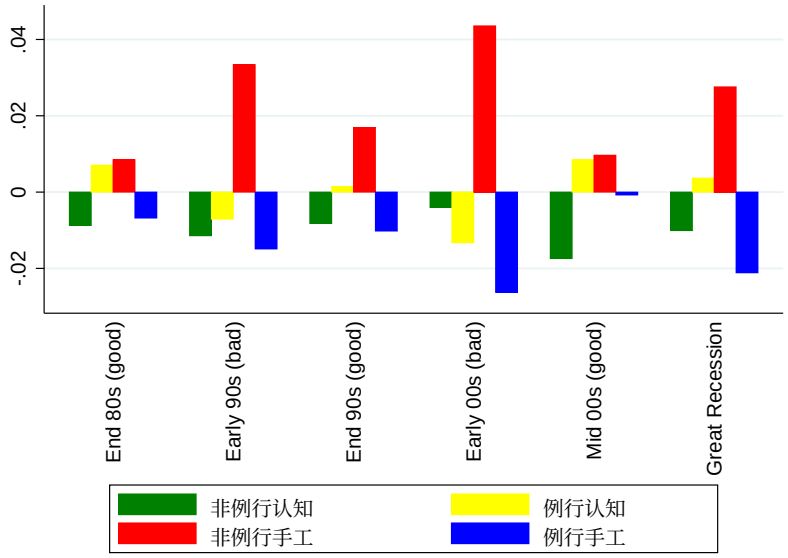
（a）基线时期　　（b）替代（美国国家经济研究局）时期

图4 46：扩张期与衰退期：1986年—2013

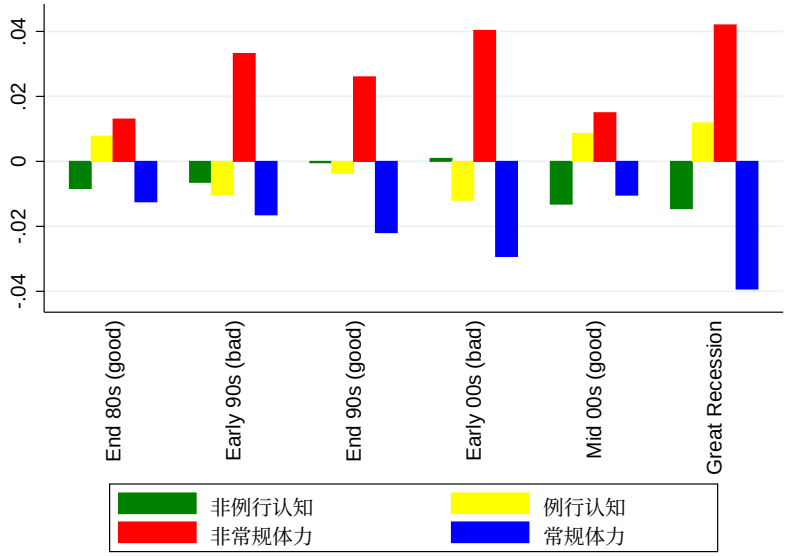
图46b采用了一种更接近美国国家经济研究局定义的替代性商业周期定义。在这种情况下，我们将从美国国家经济研究局认定的经济衰退开始，直到失业率达到峰值后一年为止的季度划为经济衰退期。经济扩张期则是这些经济衰退期之前的季度，向前追溯至前一个经济衰退期（间隔两个季度）或样本量大致平衡时为止。与基线定义相比，这种替代定义纳入了美国国家经济研究局认定的经济衰退初期季度；在这些季度中，HP滤波后的（对数）失业率虽处于低位，却快速上升。此外，该定义将20世纪90年代的经济扩张期限定为1997年至2000年。鉴于净流动总量较小（见本附录第2节），需要注意，这些分析的主要局限在于，每个时期包含的净流动数量会更少。正如前文所述，这可能导致估计结果噪声更大，并可能存在（向上）偏差。

由此产生的净流动模式显示于图47a和图47b中。我们观察到，图45a中描述的总体模式似乎在所有经济扩张期和经济衰退期中都普遍存在。具体而言，我们观察到，在所有阶段中，非常规体力劳动类别均表现出净流入，而常规体力劳动类别则表现出净流出。在两个商业周期定义下，非常规认知劳动类别在大多数阶段中也表现出净流出。然而，常规认知劳动类别的净流动接近于零，但在不同阶段之间改变方向。这意味着，整个样本期内较低的净流动率并未掩盖

作为一个时期，并将大衰退中失业率仍低于中位数的2008年季度排除在扩张期之外。



（a）周期性净流动（基线时期）



（b）周期性净流动（替代时期（美国国家经济研究局））

图47：经济扩张期和经济衰退期的净流动

方向上的显著逆转，或随时间推移出现更大幅度的净流动；这似乎与不同的商业周期定义相一致。

我们还观察到，与经济衰退期相比，每个扩张阶段的净流动都较少。此外，在两种商业周期定义下，非常规体力劳动类别的净流入在经济衰退期都大于扩张期。然而，一个差异是，大衰退期间的净流入

使用接近美国国家经济研究局定义的商业周期定义时，这些现象更加明显。这似乎反映出，在我们的数据中，流入非常规体力劳动类别的净流动在大衰退期间美国国家经济研究局定义的经济衰退季度明显更高，而在其后的时期则不那么明显。由于图47b包含了前述更多的美国国家经济研究局定义的经济衰退季度，因此自然会观察到更强的反应。还请注意从常规体力劳动类别流出的净流出所呈现的周期性模式。与经济扩张期相比，这些净流出在经济衰退期通常更大。当使用我们的商业周期基线定义时，这一模式最为明显；但当使用更接近美国国家经济研究局定义的定义时，我们观察到，在20世纪90年代末的经济扩张阶段，净流出有所增加。

B.4 就业匹配风险率与职业流动下的就业历时

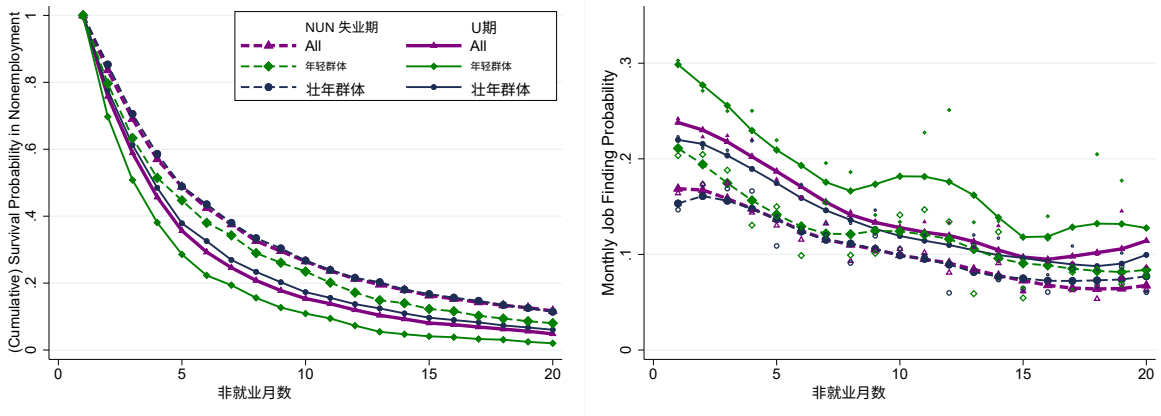
在本节中，我们首先研究那些通过非就业期更换雇主的工人的再就业危险函数，并区分这些工人与劳动力市场的不同依附程度。这与我们的校准目标相联系。随后，我们分析更换职业的工人与未更换职业的工人之间在失业持续时间上的差异，以及这些持续时间如何随经济周期变化。这进一步联系到模型和校准，包括校准结果。特别是，我们记录了这样一个事实：在经济衰退期，流动者的失业持续时间延长得更多。我们表明，即使控制目的地和/或来源目的地，这一结果仍然稳健。

B.4.1 就业匹配风险率

图48右侧面板展示了劳动者失去上一份工作后，仍未找到工作的概率如何随时间推移而变化，时间以月为单位。实线表示自失去工作以来每个月都处于失业状态的劳动者群体的生存函数，虚线则表示自失去工作以来至少有一个月处于失业状态、但不一定每个月都失业的男性劳动者的生存函数；也就是说，他们经历了一段非

就业时段，其中失业与退出劳动力市场交替出现（标记为“NUN时段”）。此处我们只关注男性，因为女性呈现出颇为不同的模式（非就业持续时间较长时的生存率更高）；不过，这种差异可能是由其他动机所驱动，而不单是劳动力市场状况所致。自失去工作以来每个月都处于失业状态的男性并未单独显示，因为对男性和女性而言，相应曲线都与图中所示的“失业时段”类别十分接近。

在这些类别中，我们可以分别考察年轻工人（年龄在20至30岁之间）和壮年群体（年龄在35至55岁之间）这两个子集，分别以绿色（菱形标记）和深蓝色（圆形标记）绘制。我们发现，每个月都不求职的工人，其非就业生存率确实更高，但总体形态和年龄差异在两组中似乎都保持不变。



(a) 非就业期间的生存率与持续时间　　(b) 就业获得率与持续时间

图48：非就业状态下的就业匹配

图48左侧面板展示了经推算的月度就业获得率概率，并采用Epanechnikov核加权的局部多项式平滑方法（带宽为2.5）。首先注意到，在最初的10个月内，就业获得率存在持续时间依赖性：所有失业者的就业获得率每月下降约1个百分点。这种“中等程度”的持续时间依赖性，部分是因为我们关注的是那些与就业脱离程度更高的劳动者。根据构造，我们所考察的劳动者至少有一个

整月没有工作（因此，第一个月的就业获得率指的是在失业一个月后，于接下来一个月内找到工作的概率）。我们还排除了处于临时裁员状态的劳动者，因为他们的就业获得率更高。

由于这些限制，我们的危险函数没有表现出失业第一个月通常所观察到的陡降现象（例如，基于当前人口调查（CPS）的Farber和Valletta（2015年）图3中就可以看到这一点）。正如正文所述，我们施加这些限制，是因为文献中的研究发现，进入失业状态的人员大致可以分为两组：一组劳动者的就业获得率较高，并且在经济周期中的表现不同；失业率的大部分周期性波动，源于第二组就业匹配速度较慢的人员。我们希望聚焦于后者。Fujita和Moscarini（2017年）强调了召回对于第一组人员的作用；更重要的是，就本文而言，他们还强调了第一组人员不同的就业获得预期。这促使我们将那些在收入与项目参与调查（SIPP）中被归类为“有企业、处于暂时解雇状态”的人员排除在失业/非就业之外。Ahn和Hamilton（2019年）同样认为，有两类不同的劳动者进入失业状态，而经济周期性变动主要由相较之下较不倾向于重返就业的那一组人员所驱动。

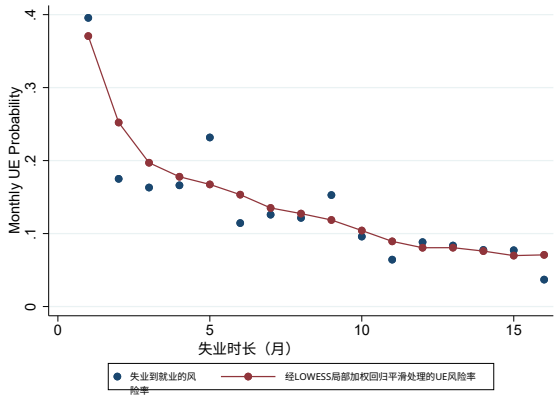


图49：总体工作风险——无约束失业定义

图49描绘了前一个月报告常规失业的工人的风险函数（以“模拟”当前人口调查），并取消了上述进入失业和非就业的限制。在这种情况下，我们确实观察到强得多的持续时间依赖性，风险函数在第一个月大幅下降（见 Fujita and Moscarini,

2017，（有关同样使用收入与项目参与调查的类似结果，另见）。因此，本文所考察的失业者（非就业者）中的负持续时间依赖性，确实弱于在同一数据中考察全部传统意义上的失业工人的情况。除此之外，接缝效应对就业获得率的影响是图49中清晰可见的另一个问题，且以四个月为间隔。尽管在我们的限制条件下，图48中的接缝效应较弱，但我们将尝试在校准中使用四个月间隔的生存率（以及第一个月的就业获得率），以尽量减小其影响。

需要注意的是，图48b所示各组特定危险函数表现出的负持续时间依赖性程度彼此并没有太大差异。‘U’组的工人在持续时间变化下表现出就业获得率的绝对变化幅度最大，而‘NUN’组的工人表现出最小的绝对变化幅度，但就业获得率随持续时间的相对变化相近。这些危险函数之间的主要差异似乎更多体现在水平上：在所有持续时间范围内，‘U’组工人的危险率最高，而‘NUN’组工人的危险率最低。与年轻劳动者相比，壮年工人在“纯”失业期中的就业获得率相对下降，似乎同样存在于包含部分失业的“混合”非就业时段中。有趣的是，尽管本文未进一步强调这一点，年轻群体的就业获得率在持续时间约为12个月时呈现出非单调性，这表明该群体对福利耗尽的敏感性尤其强。本文对这一特征不作处理，但值得指出的是，我们的校准目标以四个月为间隔考察生存概率，从而平滑了这种非单调性。

B.4.2 职业流动者与留任者之间的就业匹配差异

B.4.2.1 长期模式

流动性-持续时间曲线的正斜率意味着，职业流动者找到工作所需的时间比职业留任者更长。现在，我们考察在控制人口统计特征和发生次数后，这种差异是否仍然存在。

职业身份。为此，我们报告了若干基于未校正数据的职业留任者与流动者失业持续时间差异估计值。这些估计值通过如下形式的回归得到。

U的持续时间 $= \beta_0 + \beta_{\text{occmob}}\mathbf{1}_{\text{occmob}} + \beta_{\text{dm}}$ 人口统计控制变量 $+ \beta_{\text{occ}}$职业虚拟变量 $+ \varepsilon$，（R4）其中，“U 期的持续时间”是个人的已完成的失业期，$\mathbf{1}_{\text{occmob}}$是一个二元指标：如果劳动者在其失业（非就业）期结束时改变了（未改变）职业，则取值为一（零）；人口统计控制变量包括性别、教育、婚姻状况、种族和年龄的虚拟变量，“occ.dum”表示职业身份虚拟变量，ε 是误差项。表35通过逐步加入人口统计和职业身份控制变量，展示了这些回归的结果。第（2）列和第（3）列使用所有失业工人的已完成持续时间样本，而第（4）—（8）列则将样本限制为年轻群体和壮年群体失业工人的已完成持续时间。

第（2）列展示了估计式（R4）的结果，除职业流动虚拟变量外未加入任何对照变量。结果表明，职业流动者平均需要额外花费0.5个月才能找到工作。这一差异源于职业留任者的平均失业持续时间为3.6个月，而职业流动者的平均失业持续时间为4.1个月。这一差异在经济意义上也很显著：它几乎相当于低失业率时期（经济扩张期）与高失业率时期（经济衰退期）平均失业期持续时间之差的一半。[79]

其余各列显示，职业流动者与留任者平均失业持续时间的估计差异似乎并非由构成效应所驱动。第 (3) 列报告了在加入劳动者人口统计特征后估计 (R4) 的结果。结果显示，职业流动虚拟变量的估计系数几乎没有变化。第 (4) 列显示，职业流动虚拟变量的估计系数也几乎没有变化。

[79]我们将高（低）失业时期定义为：失业率（对数）经 HP 滤波去趋势后，处于 HP 去趋势失业率最高（最低）的 33% 范围内的那些季度。在高失业率季度，平均失业时长为 4.4 个月；而在低失业率季度，平均失业期为 3.3 个月。

表35：失业持续时间与职业流动

	(1) 所有 U	(2) 所有 U	(3) 所有 U	(4) U yng+prm	(5) U yng+prm	(6) U yng+prm	(7) U yng+prm	(8) U yng+prm
平均失业持续时间								
All	3.91 (.033)							
留任者发生次数		3.646 (.048)	3.646 (.047)	3.627 (.052)	3.627 (.051)	3.627 (.052)	3.627 (.051)	3.627 (.056)
发生次数。 流动者		4.146 (.045)	4.146 (.045)	4.063 (.048)	4.063 (.048)	4.063 (.048)	4.063 (.048)	4.063 (.055)
回归系数								
系数 发生次数 流动性虚拟变量		0.500 (	.507 (	.499 (.071)	.462 (.072)	.472 (.072)	.451 (.073)	.262 (.114)
发生次数×劳动年龄虚拟变量。		0.065)	0.065)					.336 (.157)
工人特征			X	X	X	X	X	X
年龄（劳动年龄虚拟变量）				X	X	X	X	X
来源职业虚拟变量					X		X	X
目标职业虚拟变量						X	X	X
F检验交互项（P值）								
年龄 × 发生次数移动因子				0.008	0.012			0.024
劳动者特征 × 发生次数流动性			0.029	0.118	0.194	0.616	0.630	0.607
职业流动					0.806	0.463	0.931	0.927
观测值数量	10886	10886	10886	8887	8887	8887	8887	8887

当将样本限制为年轻工人和壮年工人，并加入人口统计特征后。在第（5）—（7）列中，我们进一步加入来源职业和目标职业身份虚拟变量。这里我们观察到，职业流动者与留任者之间平均失业持续时间的差异最多下降了5个百分点。然而，需要注意的是，0.45个月的差异仍然具有经济显著性。这表明，职业流动者与留任者之间失业期平均持续时间的差异，并不是因为工人离开（或进入）那些通常所有工人都需要更长时间才能找到工作的职业。这些职业流动者失业持续时间的增加，因而似乎与流动行为本身有关。因此，这一证据似乎并不支持这样一种理论：工人会流入某一特定职业子集，而在这些职业中，新进入者由于例如需要重新培训，因此需要花费相对更多的时间寻找工作。

然而，表35确实显示了不同年龄组之间的重要差异。第（8）列报告称，与年轻群体中的职业流动者相比，壮年工人在发生职业变动时需要多花0.33个月才能找到一份工作。在这种情况下，一旦控制了年龄和职业身份，其他人口统计特征因素的作用似乎就更加有限。表35的底部面板呈现了几

一般F检验用于评估人口统计特征和职业身份对应的职业流动虚拟变量是否相等。这些F检验凸显了两项重要结果。年龄与职业流动者的额外失业持续时间之间存在统计显著的交互作用。其他人口统计特征或职业身份虚拟变量与职业流动者的额外失业持续时间之间不存在统计显著的交互作用。

B.4.2.2 商业周期模式

表 36 扩展了前述分析，考察职业流动者与留任者完整失业时长之差的周期性。第 3.2 节记载了流动性-持续时间曲线呈顺周期性：在任何持续时间下，经济扩张期的职业流动率都高于经济衰退期。现在我们将展示，这与流动者和留任者失业持续时间之差呈逆周期性相吻合。具体而言，我们估计

$$\text{U期持续时间} = \beta_0 + \beta_{\text{occmob}}\mathbf{1}_{\text{occmob}} + \beta_{\text{occ.un}}\mathbf{1}_{\text{occmob}} \times \text{失业率} + \beta_{\text{dm}}\,\text{人口统计控制变量} + \beta_{\text{occ}}\text{职业虚拟变量} + \varepsilon, \tag{R5}$$

其中，相对于方程 (R4) 新增的解释变量是职业流动与失业率的交互项。表 36 中将其列为“流动者与留任者之间的差异响应”。

表 36 的面板 A 以总体失业率的对数作为商业周期指标，并控制线性时间趋势。前四列中的第一组结果以失业期为因变量；在这些失业期中，劳动者从失去工作到找到新工作期间被归类为失业者（U期）。后四列中的第二组结果以另一类失业期为因变量；在这些失业期中，劳动者从失去工作到找到新工作期间，至少有一个月被归类为失业者，其余时间则被归类为退出劳动力市场（NUN 失业期）。每种情况下，前三列都考察所有工人，而最后一列则将样本限定为年轻工人和壮年工人。

对于两类非就业期，我们观察到，随着总体失业率上升，职业流动者与职业留任者已完成的就业历时之间的差异也会扩大。也就是说，在经济衰退期间（失业率较高时

表 36：商业周期中的失业持续时间与职业流动

面板 A：非就业持续时间的半弹性与经对数线性去趋势的失业率								
	失业持续时间				NUN 就业历时			
系数	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
职业留任者 × 失业率	1.65***	1.64***	1.63***	1.64***	1.07***	1.15***	1.13***	1.14***
(标准误)	(.18)	(.18)	(.18)	(.18)	(.25)	(.25)	(.25)	(.25)
职业流动者 × 失业率	2.04***	2.03***	2.04***	2.03***	1.72***	1.81***	1.81***	1.81***
(标准误)	(.17)	(.17)	(.17)	(.17)	(.23)	(.23)	(.23)	(.23)
差异 响应。流动者-留任者	0.40**	0.40**	0.41**	0.40**	0.65**	0.66**	0.68**	0.67**
(标准误)	(.18)	(.18)	(.18)	(.18)	(.31)	(.29)	(.30)	(.29)
工人特征		X	X	X		X	X	X
来源职业		X		X		X		X
目标职业			X	X			X	X
B面板：经HP滤波的对数失业率与失业/非就业持续时间的半弹性								
	失业持续时间				NUN 就业历时			
系数	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
职业留任者 × 失业率	2.47***	2.47***	2.49***	2.48***	1.345***	1.591***	1.608***	1.616***
(标准误)	(.46)	(.43)	(.43)	(.43)	(.62)	(.60)	(.60)	(.60)
职业流动者 × 失业率	3.20***	3.14***	3.21***	3.16***	3.516***	3.67***	3.705***	3.691***
(标准误)	(0.56)	(.54)	(.54)	(.54)	(.60)	(.60)	(.60)	(.59)
差异，分别为流动者与留任者	0.73*	0.67*	0.72*	0.68*	2.17***	2.08***	2.098***	2.074***
(标准误)	(.42)	(.40)	(.39)	(.40)	(.76)	(.71)	(.72)	(.72)
工人特征		X	X	X		X	X	X
来源职业		X		X		X		X
目标职业			X	X			X	X
观测值数量	9840	9840	9840	9840	15506	15506	15506	15506

注：括号内为标准误。*** 表示在1%显著性水平上显著；** 表示在5%显著性水平上显著；* 表示在10%显著性水平上显著。对照组变量：性别、年龄、年龄平方、受教育年限、家庭状况。

），职业流动者的失业持续时间增幅甚至大于职业留任者。如各列所示，在控制人口统计特征（包括年龄的二次项）以及来源职业和目的地职业的虚拟变量后，这一结果仍然成立（U期的系数相当稳定）。[80] 我们的结果还表明，在考察 NUN 失业期时，失业持续时间差异对失业率的响应更强。

[80]Kroft 等人（2016）发现，构成变化对经济衰退期间长期失业增加的影响很小；我们的结果与此相关，因为我们发现，构成变化对经济衰退期间职业流动者与留任者之间持续时间差异扩大的影响很小。这一增幅按比例而言，强于失业者职业流动率的下降；这种下降在各职业中普遍存在。因此，经济衰退期间职业流动者失业期的延长，促使各职业的失业时间延长，尤其是长期失业时间延长。

表36的B面板改用总体失业率对数的周期性成分作为商业周期的衡量指标，其中周期性成分通过HP滤波获得。从表中可以直接看出，使用这一衡量指标所得出的结论，与使用线性去趋势后的失业率对数所得出的结论相同。

B.4.2.3 总结

在第1节中，我们记录了这样一个事实：无论失业持续时间如何，职业流动者大多会跨越所有职业进行流动。在此，我们表明，在给定职业的条件下，职业流动者找到工作的时间比职业留任者更长，而且这一差异在经济衰退期间会扩大。需要强调的是，这并不意味着不同职业具有相同的平均失业持续时间。事实上，我们确实发现，来源职业和目标职业的虚拟变量的估计系数存在差异（见第1.5节），这表明，与其他职业的工人相比，某些职业中的所有工人<style id='1'>（职业流动者和留任者）找到工作的速度更快（与Wiczer，2015年的结论一致）。我们的结果表明，尽管某位劳动者可能在一个总体失业持续时间较短或较长的职业中经历了工作丧失，但如果该劳动者在再就业时要转换职业，那么其平均找到工作的时间会更长；如果是在经济衰退期间转换职业，所需时间则会更长。

B.5 PSID 和当前人口调查中的职业流动

现在，我们转而利用其他数据来源来考察一些主要发现：当前人口调查（CPS）和收入动态面板研究（PSID）。尽管当前人口调查（CPS）数据未经测量误差校正，但通过当前人口调查（CPS）分析职业流动仍然很有帮助。特别是，当前人口调查（CPS）的优势在于，它提供了时间跨度最长且不间断的职业流动序列，甚至延续至2021年。这使我们能够评估收入与项目参与调查的时间序列中断是否会对总体职业流动的程度和周期性产生实质性影响。鉴于这一目的，以及相对于收入与项目参与调查而言，当前人口调查（CPS）的个人—劳动者面板维度短得多，我们仅使用这些数据来考察 乐彩

门控平均总流动率。在正文第2节中，我们得出结论：当前人口调查和（未校正的）收入与项目参与调查总流动序列的顺周期性程度非常相似。使用当前人口调查的另一个优势是其易于获取。我们使用通过明尼苏达大学综合公共微观数据系列提供的当前人口调查数据。[81]

PSID还有几个方面的优势：(i) 它的面板维度比收入与项目参与调查更长。(ii) 我们可以将主要结果与 Kambourov 和 Manovskii（2008）的分析进行比较；他们使用该数据集，对美国劳动力市场中发现的职业流动模式进行了极具影响力的分析。因此，在构建样本时，我们密切遵循 Kambourov和Manovskii（2008、2009年）的做法。本附录“数据构建”一节介绍了该样本的详细信息。(iii) 它使我们能够将回溯编码作为一种替代方法，用于评估编码错误的程度。具体而言，我们使用 PSID 回溯职业—行业补充数据文件，其中包含 PSID 工作人员对 1968—1980年期间获得的职业流动记录进行的重新编码。由于 1981—1997年期间的记录未经过重新编码，且是在独立访谈下收集的，因此可以利用较早时期的数据构建“干净”的职业流动率，并分析编码阶段测量误差的影响。

B.5.1 当前人口调查中的职业流动

B.5.1.1 职业流动的程度

为计算当前人口调查中失业者的平均总职业流动率，我们比较劳动者失业前最近一次记录的职业代码与其再就业时的职业代码。对于这部分劳动者，总流动率是指经历失业后重新找到工作的所有人中发生职业变动者所占的比例。我们关注2010年标准职业分类中的22个主要职业群体；明尼苏达大学综合公共微观数据系列提供了经统一处理、覆盖整个1976—2021年时期的数据。使用完整样本，我们得出的平均职业流动率为47.5%。一个可能的疑虑是，当前人口调查在1994年进行了一次重大重新设计，因此

[81]我们的 STATA do 文件可应要求提供，底层数据则可从明尼苏达大学综合公共微观数据系列下载，网址为 https://cps.ipums.org/cps/

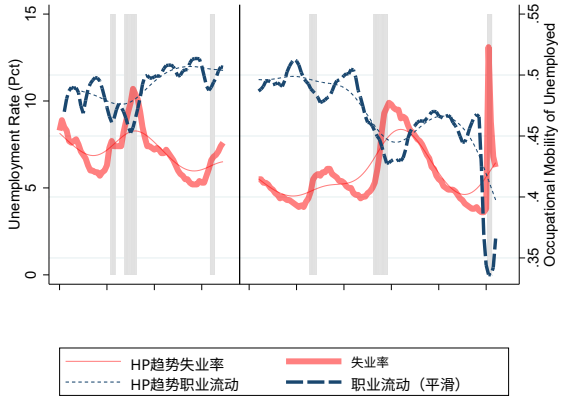
职业流动率可能会受到影响。然而，计算1994—2021年的这一比率，结果为46.6%，流动程度几乎没有变化。

一个或许更为重要的问题是，在该样本中我们纳入了处于临时休假的劳-动者，他们很可能会返回先前的职业和雇主（参见 FujitaandMoscarini，2017）。这会使职业流动率向下偏移。为了排除临时休假者，我们剔除在报告的失业原因中被归类为“失业原因：失去工作／临时休假”的失-业者。该类别对应于处于临时休假状态的个人，他们预计将在某个特定日期或6个月内被召回。请注意，在这种情况下，我们只使用1994年以后的数据，因为在1994年调查修订之后，我们获得了“失业原因”的同质序列，不再存在与定义／调查问题变更相关的离散跳跃。剔除这些临时休假劳动者后，平均职业流动率确实提高到了56.9%。这一数值与我们使用2000年标准职业分类的21个主要职业群体并剔除临时休假者时从未校正的收入与项目参与调查中得到的55.0%非常相似（见本附录第1节中的表25）。

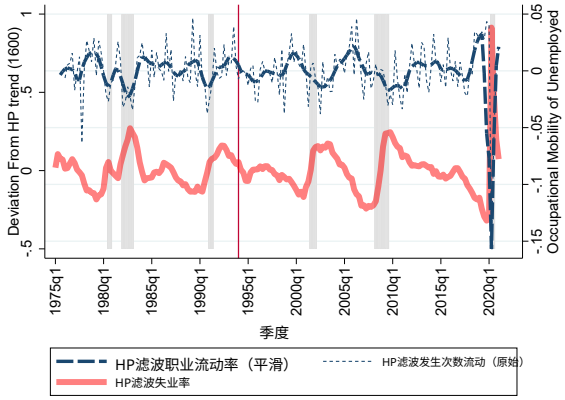
B.5.1.2 职业流动的周期性

图50a绘制了从失业状态被雇用的工人的平均总职业流动率时间序列。为了平滑季度观测值中的一些噪声，我们以保留商业周期模式可见性的方式呈现了LOWESS局部加权回归平滑版本。我们还绘制了该序列的HP趋势（使用参数1600进行滤波）。20世纪90年代中期对当前人口调查的重新设计意味着，1994年以前的序列可能无法与1994年以后的序列完全比较。按照保守方法，我们对整个1976—2021年序列进行了HP滤波，但随后删除了1992—1995年时期的观测值，以避开1994年的调查设计断点。为捕捉商业周期状况，图50a绘制了失业率（以及使用参数1600得到的HP趋势）。

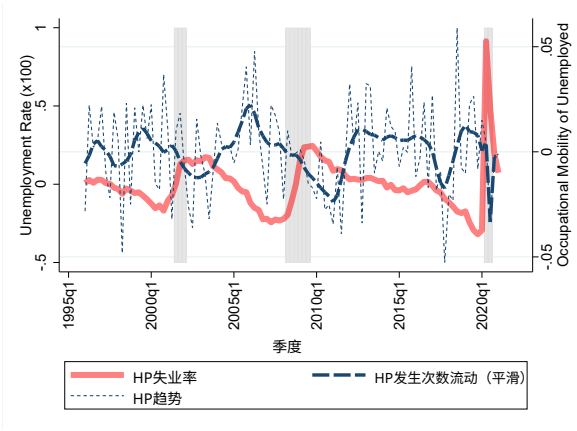
对这些序列的比较揭示了职业流动呈现顺周期模式。当职业流动率高于趋势水平时，失业通常低于趋势水平。这一点在最近三次经济衰退（包括新冠疫情衰退）期间尤为明显，在20世纪80年代初的双底衰退期间也同样如此。



(a) 职业流动 - 平滑处理序列



(b) 职业流动——相对于HP趋势的偏离

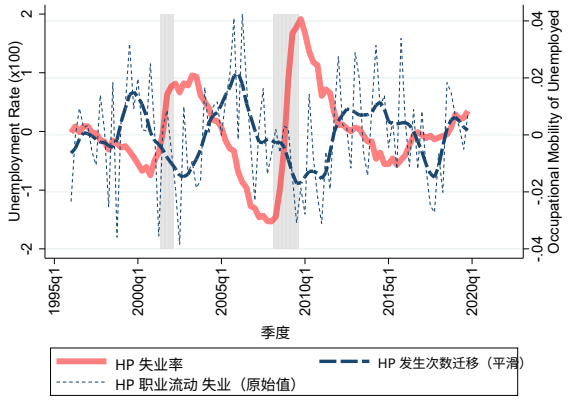


(c) 职业流动 - 无临时裁员

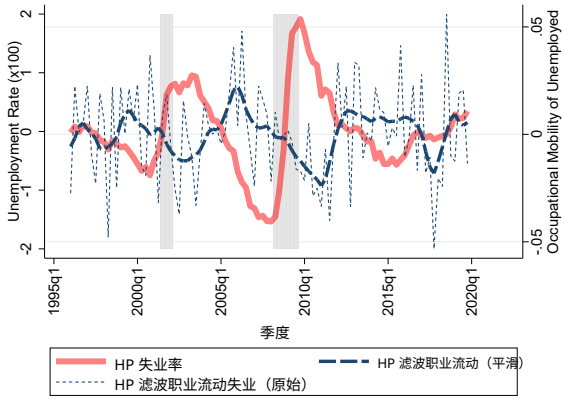
图 50：失业者的职业流动 - 当前人口调查

图50b使用全样本的HP滤波失业率和职业流动率，显示了类似的结论。一个合理的担忧是，前面图表中观察到的职业流动受到经济衰退期间临时裁员重要性上升的影响。图50c考察了排除临时裁员后的序列，再次显示职业流动率呈顺周期变化。

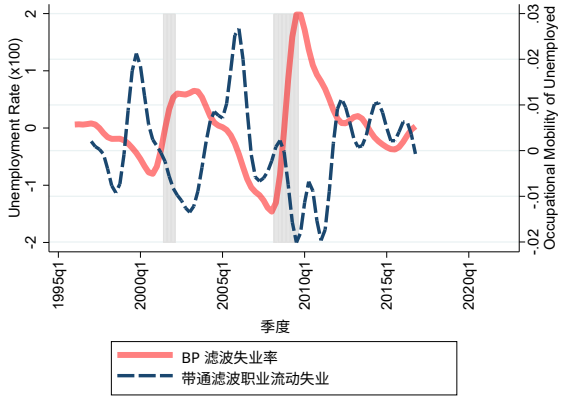
为进一步考察我们研究结果的稳健性，在图51a和图51b中，我们仅考虑从1994年到2019年第四季度的时间序列。这样，我们聚焦于1994年重新设计之后的时期，并剔除了在新冠疫情衰退期间观察到的职业流动大幅下降。虽然这在一定程度上改变了该序列最后五年的去趋势行为，但似乎并未对其顺周期性产生实质性影响。在图51c和图51d中，我们重新进行这一练习，但这次使用带通滤波而不是HP滤波，以便更好地处理



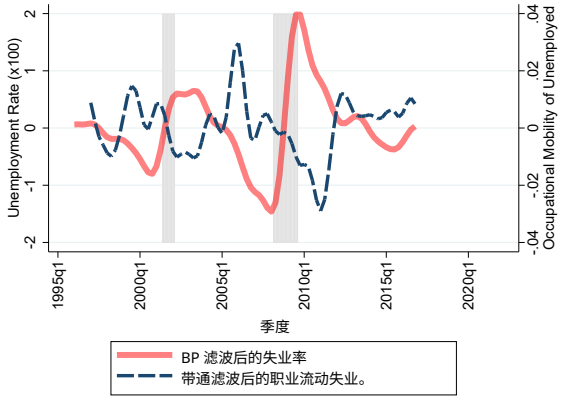
(a) HP 滤波：职业流动——截至 2019 年第四季度



(b) HP滤波：职业流动 - 截至2019q4，无临时性裁员



(c) 带通滤波：职业流动——截至 2019 年第 4 季度



(d) 带通滤波：职业流动——截至 2019 年第 4 季度，不包括临时裁员

图 51：不同滤波方式下的职业流动

原始数据中的噪声。如果说有什么不同，那么带通滤波序列描绘出的职业流动序列的顺周期性甚至更强，其中清晰可见在2001和2008年经济衰退期间及其后续时期，职- 业流动出现下降。

最后，表37考察了未经额外平滑处理的 HP 趋势滤波和带通滤波观测值的周期性。具体而言，我们将去趋势后的总职业流动率对数的季度观测值对常数项和去趋势后的失业率对数进行回归，并报告与后者相关的系数和标准误。我们发现，剔除 HP 趋势（参数为1600）后，失业率较高时职业流动会下降。使用整个样本期，或使用1994年当前人口调查重新设计后的数据（包含或不包含临时裁员），这一关系在统计上均显著。使用带通滤波.....

表 37：普通最小二乘法回归——职业流动的周期性

流动的水平及其对失业率的响应性					
	水平	周期性响应			
	Ave.	HP滤波（1600）		带通滤波后的	
	Mob.	截至 ’21	截至 ‘19	截至 ’21	截至 ’19
季度职业流动率，来自失业者的招聘（2010年 MOG）					
所有失业者，1976年至今	0.475	-0.223*** (0.030)	-0.105** (0.039)	-0.105 *** (0.016)	-0.104*** (0.017)
所有失业者，1994年-	0.464	-0.254*** (0.036)	-0.103** (0.050)	-0.096*** (0.018)	-0.104*** （0.019）
未处于临时裁员状态的失业者，1994年-	0.569	-0.044◇ (0.024)	-0.091* (0.037)	-0.063** (0.019)	-0.085*** (0.017)

*** P值<0.001; ** P值<0.01; * P值<0.05; ◇ P值<0.1.

经过滤的序列证实了这些结果。

B.5.2 PSID中的职业流动

B.5.2.1 程度与周期性

利用这些数据，补充附录 A.3 记录了，当仅将样本限定为通过非就业（*ENE*）更换雇主的人员时，不同聚合层级的总职业流动率都很高。具体而言，原始数据显示，在1970—1980年期间，非就业者的平均职业流动率在一位数、两位数和三位数层级上分别为39.6%、44.7%和56.2%。对于这些劳动者，在1981—1997年期间，相应层级的平均职业流动率分别为41.1%、47.4%和60.1%。

为了将这些流动率与所有工人（将雇主变动者和留任者合并计算）的职业流动率进行比较，我们用*ENE* 率的分子除以年份t 的就业工人总数（即总体流动率的分母）。在这种情况下，我们发现，1970—1980年期间，经由非就业实现的职业流动率在一位、两位和三位数层级上分别为2.5%、2.8%和3.5%；1981—1997年期间则分别为3.2%、3.7%和4.7%。这些比率与 Kambourov 和 Manovskii

（2008）的结果一致。他们表明，基于两位数层级，失业工人对雇主变动者与留任者合并样本的年际职业流动率贡献了2.5%。然而，重要的是要注意，Kambourov and Manovskii（2008）提供的信息并不足以让我们推断其2.5%的估计值与非就业者超过40%的流动率相一致。要得出这一结论，必须像本文一样重新进行 Kambourov and Manovskii（2008）的分析。

补充附录 A.3中的表6展示了通过Probit 回归获得的边际效应，以进一步考察总职业流动的周期性。[82] 在这些回归中，如果劳动者改变了职业，则因变量取值为1，否则取值为0。我们控制了年龄、教育、全职或兼职工作、原职业、居住地区、总体和地区失业率、二次时间趋势、子女数量以及回溯编码的影响。[83] 我们的结果表明，非就业者的总职业流动同样呈顺周期性。

这些结果印证了使用收入与项目参与调查所得出的结果。因此，我们发现，在不同数据集之间，失业者（或非就业者）发生职业转换的概率很高，并且在经济扩张期上升、在经济衰退期下降。失业者总职业流动的顺周期性补充了 Kambourov和Manovskii（2008）发现的结果：他们表明，雇主变动者与留任者合并样本的年度职业流动率具有顺周期性。原则上，没有理由预期这些作者在总体职业流动率中发现的顺周期模式会延伸至失业者的职业流动率。事实上，如上文所述，后者在总体流动率中所占比例很小。

[82]这些估计使用各项调查提供的个人权重得出，但使用未加权数据也能得到类似结果。使用加权和未加权数据进行线性概率模型估计，以及采用稳健标准误和按年份聚类的标准误时，我们也得到了非常相似的结果。[83]与 Kambourov and Manovskii（2008年）一样，当劳动者受教育年限超过12年时，教育指标变量取值为1，否则取值为0。这样做是为了避免将教育程度细分为更多类别时出现小样本问题。地区失业率根据美国各州的失业率计算得出。

B.5.2.2 重复流动

在收入与项目参与调查分析中，我们发现，在上一个非就业期经历过职业变动的工人中，有很大比例在当前非就业期结束时也经历了职业变动。同样地，我们发现，在上一个非就业期未改变职业的工人中，有很大比例在当前非就业期结束时经历了职业变动。

SIPP 的结构可能存在一个问题，即它对工人的追踪时间不够长。虽然在校准模型中，我们通过对测量时间窗口施加类似限制来处理这一问题，从而使数据和模型统计量准确捕捉同一种重复流动，但我们仍希望将重复流动模式外推，以便更普遍地应用（覆盖工人更长时期的劳动力市场经历）。这种外推可能会使重复职业流动统计产生偏差，因为 SIPP 中的统计数据会不成比例地捕捉到：（i）非就业期较短的工人，尽管我们在 SIPP 面板末尾留出了足够时间，试图捕捉较长的非就业期；以及（ii）连续非就业期之间就业时长较短的工人。为分析这种偏差的程度，我们使用 PSID，基于用于构建补充附录 A.3 图 3.b 所示 *ENE* 职业流动率的样本，重新计算重复流动统计。由于这些数据集允许我们在更长时间内追踪同一批工人，我们预计（i）和（ii）的影响会小得多。

表38展示了使用1970年SOC、按一位数、两位数和三位数汇总层级计算的重复流动统计。比例基于加权数据，但使用未加权数据也会得到相近的比例。在每个汇总层级，我们按照劳动者在首次非就业期结束后属于职业留任者还是职业流动者对样本进行划分。随后，我们计算留任者（流动者）在之后的非就业期结束后没有改变职业的比例，以及改变了职业的比例。对于每个汇总层级，前两行显示留任者—留任者和留任者—流动者的比例。这些比例之和为1。同样，接下来的两行显示

表 38：重复流动 - PSID 1968—1997 年

	所有工人		男性劳动者	
	职业流动	发生次数+独立流动	职业流动	发生次数.+个人流动
*1*位数				
留任者 - 留任者	67.3	77.2	67.4	77.0
留任者 - 流动者	32.7	22.8	32.6	23.0
流动者 - 留任者	46.9	58.8	45.8	57.8
流动者 - 流动者	53.1	41.2	54.2	42.2
两位数				
留任者 - 留任者	61.9	69.9	62.8	71.0
留任者 - 流动者	38.1	30.1	37.2	29.0
流动者 - 留任者	40.6	49.7	40.5	48.8
流动者 - 流动者	59.4	50.2	59.5	51.2
三位数				
留任者 - 留任者	54.3	61.2	57.8	64.1
留任者 - 流动者	45.7	38.8	42.2	35.9
流动者 - 留任者	25.9	33.2	27.5	34.8
流动者 - 流动者	74.1	66.8	72.5	65.2

注：所有工人（男性）中的观测值总数 = 3，261（2,467）。

流动者—留任者和流动者—流动者的比例。此外，标为“职业流动”的列考察只改变了职业的工人。由于这些统计基于原始（未校正）数据，职业变动倾向可能会被高估。为解决这一问题，我们考察职业与行业同时流动，并重新计算重复流动统计。结果列于标为“职业与行业流动”的列中。如本附录第1节所述，以职业和行业同时流动为条件，是校正编码错误的另一种方法。具体而言，只有当劳动者报告职业发生变化，并且在同一汇总层级上同时报告行业发生变化时，我们才将其视为职业流动者；行业变动依据1970年人口普查行业代码确定。[84]

PSID呈现的图景与收入与项目参与调查（SIPP）所得结果非常相似。非就业期结束后改变职业的工人中，有很大比例在随后又经历一次非就业期后再次改变职业。

[84]这些重复流动统计是基于最多五个连续的非就业周期计算得出的，其中一个周期由非就业、就业、非就业、就业序列构成。因此，我们重复流动样本中的观测值数量等于每个个人经历的周期数之和。然而，大多数工人只经历一个周期，占观测值总数的80%。我们发现，如果仅基于工人的第一个周期计算这些相同的统计数据，结果也不会改变。

在原始数据中，所有非就业期结束后发生职业变动的职业流动者中，有53%（按一位数层级划分）至74%（按三位数层级划分）在随后又经历一次非就业期后再次改变职业。另有相当比例的工人在非就业期结束后没有改变职业，却在随后又经历一次非就业期后改变了职业。在所有非就业期结束后留任的工人中，有33%（按一位数层级划分）至48%（按三位数层级划分）在随后一次非就业期结束后改变了职业。

对职业和行业变动进行同时条件化处理，并不会大幅改变这些结果。在这种情况下，在所有经历非就业期后成为职业流动者的工人中，有41%（在一位数层级）至67%（在三位数层级）在随后经历非就业期后再次变更了职业。在所有经历非就业期后属于留任者的工人中，有23%（在一位数层级）至33%（在三位数层级）在随后经历非就业期后变更了职业。也就是说，在对同时发生的职业和行业变动进行条件化处理后，职业流动率降低了约10个百分点，但仍显示出非就业者具有较高的重复流动倾向。

B.6 自我报告的回溯性职业流动

在本节中，我们提出一种分析非就业者职业流动模式的替代方法，该方法不受编码错误的影响。具体而言，我们利用从收入与项目参与调查核心面板和专题模块中获得的劳动者自我报告的雇主任职时长和职业任期信息。对于大多数收入与项目参与调查面板，第一个专题模块会询问：“ [月/年] 以来， [劳动者]从事他] 在这份 [当前] 工作中所做的这类工作已有多久”，或采用其变体。[85] 此外，该模块还记录了与当前雇主的开始日期和 在进入该面板之前最近结束的雇主任职期的开始和结束日期。[86]

[85]该问题在 1984、1987、1990、1991、1992 和 1993 年面板的专题模块中提问。在 1996、2001、2004年和 2008年，该问题列于核心波次中，并明确指整个职业生涯，同时使用“职业”/“工作领域”，而非“工作种类”：“考虑整个职业生涯， [劳动者]从事这一职业或工作领域多少年了？ ”。[86]关于当前雇主的问题是：“ [劳动者] 何时开始为 [明确列出的雇主名称]工作”。此处的措辞意味着，雇主回忆并非（或者至少不应该是.....

利用这些信息，我们将关注范围限定在已结束的非就业期持续一至十二个月的劳动者。这一限制有助于我们识别出这样一群劳动者：尽管他们在非就业期的某个时点可能被归类为非参与者，但并未与劳动力市场失去联系[87] 下文中，我们还将关注这一群体中的若干子集，例如在观察到失业期的劳动者。为判断这些劳动者是否转换了职业，我们将其雇主任职年限与职业任期信息进行比较。具体而言，在所有从非就业状态中找到当前工作的劳动者中，若某劳动者的职业任期等于（或非常接近）其雇主任职年限，我们便将其归类为职业流动者；若其职业任期（明显）长于雇主任职年限，则将其归类为职业留任者。[88] 随后，我们以重新就业且转换了职业的非就业劳动者人数，除以重新就业的非就业劳动者人数，计算职业流动率。

B.6.1 自我报告的职业流动程度

表39展示了采用四种不同样本衡量的非就业者职业流动程度。第一列（总体）考察所有符合以下条件的就业工人：(i) 在为当前雇主工作之前经历过一段非就业期，且该非就业期发生在过去十年内；(ii) 在劳动力市场中累计超过两年；(iii) 离开上一份工作时，距离进入劳动力市场至少已有一年；(iv) 上一份

被记录为就业开始。在1996—2008年调查组中，问题还提到了“..... [劳动者姓名] 开始受雇于 [雇主姓名]的月份/年份”。[87]对于大多数面板，我们通过用重新就业的工作在当前雇主处开始的日期，减去在前一雇主处的工作结束日期，来计算非就业期的持续时间。在1984 年面板中，非就业期的持续时间是直接询问的。在2004年和2008年调查组中，由于我们只能获知前一雇主处的工作结束年份，因此只能观察到非就业期的下界。出于这一原因，我们的部分分析（见下文）不会使用2004年和2008年调查组。请注意，1984 年面板中报告的流动位于[88]当职业任期因可能的回忆误差而与雇主任职年限不完全吻合时，我们会考虑几种合理的调整方法，以识别职业流动者和留任者。我们将在下一节讨论这些方法。

工作至少持续了十二个月。[89] 这些限制旨在聚焦于那些在经历任何非就业期之前曾有过有意义就业的人，因此我们考察的是职业变动，而非职业生涯初期进入某一职业的情况。这些限制也有助于根据职业任期推断职业流动。

第二列（与劳动力市场保持联系的劳动者）将“总体”样本限定为以下非就业期：劳动者因被解雇、遭裁退、临时工作结束、对上一份工作表示不满，或出于非家庭／非个人（“其他”）原因而进入非就业状态。[90] 我们认为这些劳动者与劳动力市场保持联系，因为他们离职的原因并不表明他们退出了劳动力市场。[91] 由于上述限制无法应用于所有面板，这两个样本仅依据 1984、1987—1988 年及 1990—1993 年 SIPP 面板的专题模块。

第三列（近期新雇员）考察的是这样一组劳动者：其重新就业的工作在访谈前六个月内开始，并且在转入非就业之前，工作任期至少为12个月。最后这项限制使我们能够更有把握地区分当前雇主的任职时长与当前及先前雇主任职时长的总和，从而减少根据自我报告的职业任期推断职业流动时出现的模糊情况。显然，这样做的代价是劳动者样本规模更小，因为从逻辑上说，我们只能纳入在提出回溯性职业问题时工作任期较短的劳动者。还要注意，这个样本的选取方式有所不同；（c）列自然会更多地抽取总体中更可能经历

[89]我们剔除了数据中上一份工作的开始日期和结束日期经过插补的劳动者，以及当前工作开始日期经过插补的劳动者。如果职业变动仍存在模糊之处，我们也剔除了这些劳动者。如果对这部分劳动者的流动情况采用严格的判定标准，其流动比例会更接近 50%，而非模糊观测值组的比例。因此，我们认为剔除模糊观测值会使自我报告的职业流动水平估计偏保守。[90]纳入“其他”（但不包括“其他，家庭原因”）不会改变我们的结论。[91]对于“总体”和“与劳动力市场保持联系的劳动者”样本，我们只在以下情况下将非就业期结束时的职业变动计入：当前工作在该职业开始后的六个月内开始，且上一份工作持续至少一年。若要将某劳动者认定为这些样本中的职业流动者，当前工作的开始日期必须在推定的职业开始日期前后六个月的区间内，且上一份工作必须持续至少一年。此外，由于超过十二个月的职业任期按整年报告，因此，当当前工作的任职时长较长、而上一份工作的任职时长较短时，很难判断是否发生了职业变动。我们采取保守的处理方式，将后一种情况归类为雇主变动，而非职业变动。

表39：自我报告的职业流动率

	(a) 总体 1984-1993	(b) 劳动市场关联者 1984—1993	(c) 近期新雇员 1984—2001	(d) 失业后受雇者 1984—2001
所有工人	0.446	0.434	0.372	0.397
	(0.007)	(0.008)	(0.013)	(0.019)
男性	0.467	0.437	0.393	0.439
	(0.010)	(0.012)	(0.018)	(0.026)
女性	0.429	0.433	0.352	0.343
	(0.010)	(0.012)	(0.017)	(0.026)
高中辍学生	0.476	0.476	0.409	0.507
	(0.021)	(0.025)	(0.032)	(0.046)
高中毕业生	0.478	0.486	0.405	0.405
	(0.013)	（0.015）	(0.021)	(0.031)
部分大学教育	0.437	0.413	0.342	0.347
	(0.014)	(0.017)	(0.024)	(0.037)
大学毕业生	0.412	0.380	0.330	0.350
	(0.013)	(0.015)	(0.026)	(0.042)
20至30岁	0.555	0.548	0.441	0.476
	(0.015)	(0.018)	(0.025)	(0.039)
35 至 55 岁	0.387	0.385	0.323	0.347
	(0.010)	(0.012)	(0.018)	(0.027)

括号内为标准误。样本权重：在每个面板内使用 SIPP 面板的个人权重，并将所有面板中观测值的平均权重归一化为 1；横截面加权则使样本具有代表性。

非就业期的劳动者。第四列（“失业后受雇者”）使用的“近期新雇员”样本限制更严格：这些人的就业状态须在核心波次中可观察到，且在重新就业前至少失业一个月。由于回溯性问题是在面板的早期调查波次提出的，因此在核心波次数据集中，能够观察到这些劳动者失业状态的机会相对较少（而这是纳入该组的必要条件）。对于这些样本，我们使用1984年至2001年面板。[92]

[92]对于最近的两个面板（2004年和2008年），我们可以确定非就业期的下界和上界，但通常无法得出精确的月度时长。当将1996和2001年面板所提供的信息限制为与2004年和2008年面板相同的程度时（通过

若要将某位劳动者认定为职业流动者，其当前工作的开始日期必须落在推定的职业开始时间前后一个月内，或早于该时间。[93] 在所有这些样本中，我们再次发现，非就业劳动者自我报告的职业流动率很高。结合回顾性的雇主任职时长和职业任期信息可知，约有40%的非就业劳动者接受了新的工作领域中的工作。表中列（c）和（d）所示新近受雇工人的平均流动率，基于对较近非就业期的回忆，并能更清楚地区分任职时长，与列（a）和（b）大体一致：前者报告的流动率为35%至42%，而列（a）和（b）中所有工人的流动率为42%至46%。职业流动的回顾性测量与通过比较职业代码得出的结果略有不同，原因首先在于前者反映的是劳动者本人对“工作领域”／职业的判断，而非人口普查的判断；此外，相关的职业任期也可能合理地涵盖早于上一份工作的工作。尽管如此，我们发现，个人报告自己从事了“不同类型／领域的工作”所得出的职业流动程度，与通过比较2000年标准职业分类或1990年标准职业分类中的主要职业而得出的非就业者职业流动调整后比率非常吻合；相关说明见本附录第1.1节。这证实，在就业经历中断之后，约五分之二的劳动者最终从事了不同于此前的工作领域。[94]

表39显示，在若干人口群体中，回顾性职业流动率也很高。具体而言，男性劳动者和女性劳动者的流动率均约为40%，四个样本的平均流动率中，男性较高。有趣的是，在某些度量中（例如第(d)列），这一差距似乎颇为显著；但另一方面，对于被归类为“与劳动力市场保持联系”的女性（第(b)列），差距则较小。职业流动

（忽略之前工作的开始和结束月份），我们发现信息损失似乎很小。[93]这里我们采用一个月的“余量”，以反映一个月的四舍五入误差。再增加一个月的余量所产生的影响很小，职业流动率的变化最多为0至3个百分点。下文我们采用另一种度量方式，以检验我们度量方法的稳健性。[94]回溯性问题与论文主体中对职业流动的解释是一致的，即职业变动意味着新职业生涯的开始。根据回溯性问题，在校准中，这种情况发生在44%的失业期中；在约40%的情况下，劳动者开始从事他们此前从未做过的事情。

在再就业时，各教育群体劳动者的职业流动都相当显著，不过我们仍能看出教育程度上的梯度：大学学历劳动者再就业时，更常选择此前从事过的工作领域。最后，我们发现，人口特征所对应的职业流动率差异中，最明显的或许是不同年龄组之间的差异；流动率会随着劳动者年龄增长而显著下降。尽管如此，壮年工人的流动率仍然很高，介于32.5%至39%之间。[95]

需要注意各面板之间的一些差异。例如，非就业时长的获取方式有所不同：有的直接询问时长，有的则根据工作的开始和结束日期推算。在1984年面板中，研究人员明确询问个人非就业期的持续时间以及在工作岗位上的任职时长，而不是像较新的面板那样，要求报告就业的开始和结束月份。另一处差异是：在1987年和1991年面板中，劳动力市场专题模块是在第2轮访谈中询问的；而从1992年面板起，则是在第1轮访谈中询问。收入与项目参与调查（SIPP）于1996年面板进行了重新设计，并沿用至2001年面板。总体而言，1996年新设计的大部分内容一直延续到2008年面板。不过，劳动力市场专题模块有所变化，导致2004年和2008年面板与1996年和2001年面板不同，也使得更难确定非就业时长与职业流动的组合。因此，分析中未纳入前述面板。劳动力市场历史问卷的设置在1984年面板中或许最为独特；不过，该面板也包含了关于就业间隔最直接的问题。该面板中隐含的职业流动率略高于其他面板，而其样本量相较于20世纪80年代的其他面板也较大。若将其排除在分析之外，剩余面板的平均隐含职业流动率通常会降低1至4个百分点。例如，第一列中所有工人（合并样本）的流动率降至42.9%。尽管如此，即使排除该面板，流动率仍然很高，而且在许多人口群体中普遍存在。

[95]在我们的回溯性衡量中，不同年龄组之间的相对降幅略大于基于代码比较得出的职业流动，从年轻工人到壮年工人下降了 12 至 16 个百分点。一种可能的解释是，两种衡量方式存在差异：前者比较失业期结束后的职业代码与失业前的职业代码，而后者询问工人在整个职业生涯中的某个时候，是否曾从事过与当前工作领域相似的工作。直观而言，这种差异对年长工人的影响似乎更大。

B.6.2 自我报告的职业流动和非就业期持续时间

现在我们转而分析根据职业流动回溯性测量得出的流动性—持续时间曲线。表40报告了线性概率模型的结果；这些模型根据自我报告的职业任期得出的隐含职业流动率，以工作间非就业时间及一组对照变量为函数进行估计。对照变量包括性别指示变量、年龄二次项，以及非就业期完成持续时间的分类变量（以1至4个月为基线类别）和工人教育水平的分类变量（以高中毕业生为基线类别）。我们还控制了先前和当前的职业任期、来源职业和目的地职业，并纳入线性时间趋势和分组面板固定效应，以控制不同 SIPP 面板设置之间的差异。

在面板 A 中，如果所有工人在进入劳动力后经历过非就业期，我们考察其关于（最近一次）非就业期的回溯信息。我们观察到，自我报告的职业流动随非就业时长增加而增加，大致每月增加一个百分点。这些结果与正文中根据职业代码变化得出的职业流动结果基本一致。

在第一列中，我们考察自我报告的职业变化概率与报告的就业间隔时间之间的关系。我们仅对职业流动性设置线性时间趋势。在第二列中，我们加入性别、种族、年龄四次项、婚姻状况以及分组面板固定效应等对照变量。这几乎没有影响流动性-持续时间曲线的斜率。在第三列中，我们纳入非就业期之前那份工作的职业代码。有意思的是，SIPP 较早的几轮调查（截至1993年）同时询问了职业任期和这份前一工作的职业代码。控制“来源”职业后，流动性-持续时间曲线的点估计略有下降，但降幅并不显著。在第四列和第五列中，我们针对规模较小的工人子样本重复这些回归；这些工人并非因“个人原因”离职，也就是上文讨论的“与劳动力市场保持联系”样本。同样，我们看到整体情况大致相似；控制人口统计特征后也没有太大差异，

表 40：自我报告的职业流动与非就业持续时间 n

面板 A. 所有工人的回顾性职业流动（1984–1993年面板）					
	(i) 总体	(ii) 总体	(iii) 总体	(iv) 与劳动力市场保持联系	(v) 与劳动力市场保持联系
无观测值	5219	5219	5170	3656	3622
非就业持续时间	0.0109***	0.0112***	0.0096***	0.0095***	0.0094***
（标准误）	（0.0024）	(0.0024)	(0.0023)	(0.0028)	(0.0028)
线性时间趋势	X	X	X	X	X
面板固定效应		X	X		X
人口统计学控制变量		X	X		X
来源职业			X		X

B面板。近期新雇员的回溯性职业流动（1984—2001年面板）					
	(vi) 所有新雇员	（vii） 所有新聘雇员	（viii） 失业后受雇者	(ix) 失业后受雇者	(x) 失业后受雇者⋆
观测值数量	1549	1549	692	692	679
非就业持续时间	0.0062	0.0068*	0.0110*	0.0107*	0.0114*
（标准误）	（0.0039）	(0.0039)	(0.0062)	(0.0061)	(0.0063)
线性时间趋势	X	X	X	X	X
面板固定效应		X		X	
人口统计学控制变量		X		X	

显著性水平：$^{*}p < 0.1$，$^{**}p < 0.05$，$^{***}p < 0.01$。观测值按面板内的个人权重加权，再按各面板的观测值总数加权。“近期新雇员”指在访谈前 6 个月内受雇者。“失业后受雇者⋆”是职业流动的另一种衡量方式：职业任期不超过当前工作任期（允许一个月的模糊区间）的所有人均视为流动者，而职业任期超过当前工作任期 + 4 个月的所有人均视为留任者。

分组面板固定效应与来源职业。

在 B面板中，我们聚焦于近期新雇员，即在劳动力市场经历访谈前的6个月内结束非就业期并开始一份工作的人员。我们采用与上文相同的样本选择标准。样本量较小，意味着流动性随持续时间变化的梯度估计得更不精确。尽管如此，仍可得出大体相似（但精确度较低）的结论：流动性随持续时间增加而上升，斜率并不陡峭；点估计与面板 A 以及正文中由职业代码推导出的流动性估计非常吻合。虽然鉴于标准误较大，解读时需谨慎，但我们观察到，所有非就业后受雇工人的流动性-持续时间曲线斜率点估计略低；而对于曾经失业的人，斜率点估计则与表40的面板 A 相当接近，

以及正文。虽然此处未展示，但教育、年龄、性别的系数描绘了与表39类似的相对图景。

上述结果表明，无论非就业时长如何，职业流动都很高，且会随着非就业期持续时间的增加而适度上升；非就业时长至少为9个月的工人中，有50%至60%在再就业时回到先前职业。这些特征与我们基于职业代码比较所做的主要分析中发现的特征非常相似。我们再次发现，职业变动概率随年龄增长而显著下降。我们还发现，男性与女性之间以及不同教育程度群体之间的职业变动概率差异很小，但近期从失业状态受雇的群体除外（与表39中的情况相同）。请注意，纳入来源职业和目的地职业的指示变量（如1b所做）并不会显著改变非就业期持续时间的结果及其他系数，但教育程度系数的点估计除外。这表明，具体的职业身份并非决定工人非就业时长和职业流动的主要因素。这再次与本附录第1.5节的结论一致。

B.6.3 非就业者自我报告的职业流动的周期性

现在我们转而考察职业流动指标的周期性。比较不同面板中从非就业状态近期入职的劳动者的职业流动时，图52显示出一种顺周期模式。该图展示了每个面板中那些在经历一段失业期后近期入职者的职业流动，这一指标由他们对职业任期问题的回答推算得出。请注意，回溯性工作经历问题只在面板开始时询问，因此，如果我们聚焦于近期新雇员，就无法获得完整的季度时间序列。相反，我们在商业周期的不同阶段测量这种流动。在图中，我们展示了每个面板中“近期招聘”通常发生所在季度的观测值。可以看到，随着1996年调查设计从重叠面板转为连续面板，我们拥有观测值的各个时间点之间的间隔会随着时间推移而显著扩大。

我们关注那些与至少一个其他面板采用相同调查设计的面板，这样也可以在同一调查设计内进行比较。具体而言，1987—1993 年面板采用相同的回溯性提问方式，但我们将1990—1993 年面板单独列出，因为可以利用重新编码的企业身份标识来减少这些面板中的测量误差。不过，这对近期新雇员的影响非常小，因为企业标识符在从自我报告的职业任期中提取隐含的职业流动时并不起重要作用。更为重要的可能是，1990—1991 年面板与1992—1993 年面板之间，回溯性问题的提问时间从第2轮改为第1轮。这意味着，在核心波次内，我们观测到的非就业期较短（因此能够区分失业的月度观测值也较少），这可能会影响我们的“从失业状态入职”指标。如前所述，从1996年面板开始，收入与项目参与调查进行了重新设计，因此我们只能利用职业任期问题来衡量近期新雇员的职业流动。[96]

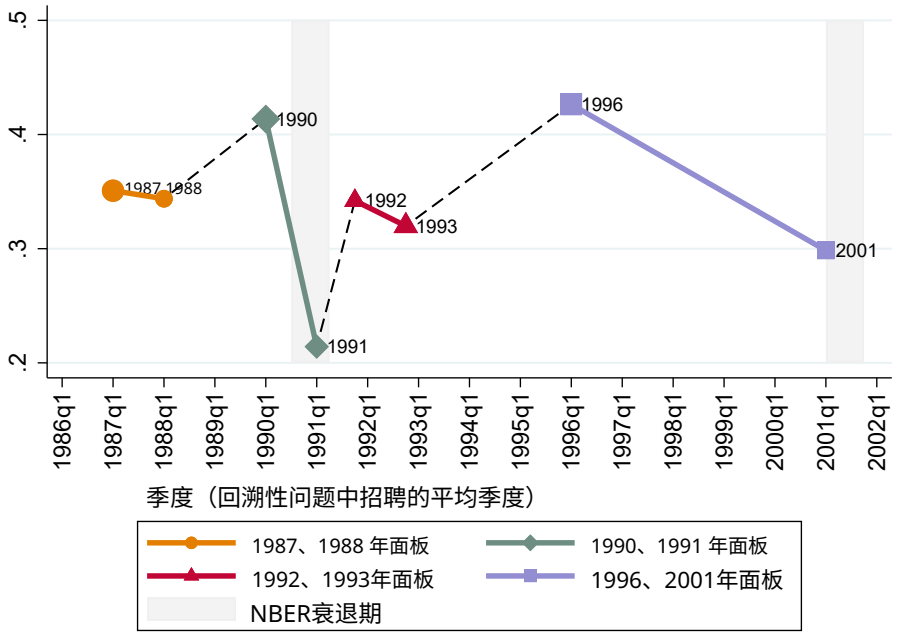


图52：近期新雇员（u 之后）的回顾性自我报告职业流动，按面板划分

从图52中首先可以观察到，职业流动在整个时间序列中呈现顺周期性——

[96]1984 年采用了不同的设计，与其他任何面板都不相同，因此未在图中显示，但纳入了下文的回归分析。

在1996年以及1989年末至1990年初等低失业率时期，自我报告的职业流动较高；而在1990年末至1991年初以及2001年等经济衰退时期（失业率较高，或至少增长较快），流动性低于此前的“繁荣时期”。其次，为了消除对调查设计变化的疑虑，我们注意到，上述现象恰好出现在采用相同调查设计的面板之间，即1990—1991 年面板和1996—2001 年面板。

表41：职业变动概率的周期性

面板A：来自非就业状态的近期新雇员 (1984—2001)								
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
	occ.转移发生次数	转移发生次数	转移发生次数	转移发生次数	转移发生次数	.move⋆	occ.move⋆	occ.move⋆
无观测值。	1546	1546	1546	1546	1546	1507	1507	1507
HP 滤波后的 log(U)	-0.288***	-0.315***	-0.291**	-0.323***	-0.587***	-0.310***	-0.383***	-0.648**
（标准误）	(0.103)	(0.085)	(0.112)	(0.098)	(0.209)	(0.108)	(0.101)	(0.215)
面板固定效应 v1		X		X			X	
面板固定效应 v2					X			X
人口统计学控制变量			X	X	X		X	X
B面板：失业 后的近期新雇员（1984—2001）								
	(ix)	(x)	(xi)	(xii)	(xiii)	(xiv)	(xv)	(xvi)
	occ.发生次数变化	发生次数变化	发生次数变化	发生次数变化	发生次数变化	.move⋆	occ.move⋆	occ.move⋆
无观测值。	689	689	689	689	689	676	676	676
HP滤波后的log(U)	-0.360*	-0.270	-0.342*	-0.246	-0.765***	-0.418**	-0.325	-0.828***
（标准误）	（0.184）	（0.164）	（0.189）	（0.183）	(0.176)	(0.184)	(0.196)	(0.188)
面板固定效应 v1		X		X			X	
面板固定效应 v2					X			X
人口统计学控制变量			X	X	X		X	X

显著性水平：$^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。因变量 occ.move⋆是我们的替代流动指标，排除了职业时长比当前工作任期长 1-4 个月、而先前工作任期超过 12 个月的情况。所有回归均包含线性时间趋势。人口统计控制变量包括年龄四次项、性别虚拟变量、种族和教育虚拟变量。面板固定效应 *v1* 为以下面板组设置了虚拟变量：{1984}、{1987, 1988}、{1990, 1991, 1992, 1993 }、{1996, 2001}；面板固定效应 *v2*则为以下面板组设置了虚拟变量：{1984}、{1987, 1988}、{1990, 1991}、{1992, 1993 }、{1996, 2001}。观测值按面板内个人权重加权，权重依据各面板的总观测值数量确定。标准误按季度聚类。

我们通过回归分析确认了职业流动的顺周期性。表41展示了线性概率模型的估计结果，其中因变量的取值与之前相同：若劳动者报告自己从事了新的工作领域，则取值为1，否则取值为0。我们的基线仍是根据职业任期问题推断出的职业流动：凡是职业任期长于当前工作任期的人（允许一个月的误差），均视为留任者。在我们的替代指标中（以 $\star$ 表示，见第(vi-viii)列和第(xiv-xvi)列），我们剔除了那些被编码为留任者、但报告其职业……

当前工作任期前后四个月内的任职时长。

当仅控制线性时间趋势时，在列（i）和（ix）中，我们观察到，高失业时期（表现为经 HP滤波的对数失业趋势的正偏离）是自我报告的职业流动较低的时期。在列（vi）和（xiv）中，对于自我报告的职业流动的替代度量，我们也观察到了这一点。在面板A 中，我们纳入所有近期新雇员；而在B面板中，我们考虑所有曾经历过一段失业时期的近期新雇员。自然地，B面板中的观测值数量较少，这使我们的推断更加困难。尽管如此，在季度层面聚类标准误后，我们仍然观察到自我报告的职业流动呈现顺周期响应性，并且在 10%的水平上具有统计显著性。将留任者限定为其职业任期比当前工作任期长四个月以上，会导致观察到的顺周期响应性略有增强。

如上文所述，收入与项目参与调查的调查设计随着时间推移发生了变化，这可能会影响我们的结果。为处理这一问题，我们针对采用相同调查设计的面板组，考虑了两种虚拟变量设定。如上文所述，1990—1993年面板采用相同的调查设计，唯一的区别是回溯性问题的时间安排发生了变化，从第2轮改为第1轮。这可能会影响我们对前一个非就业期内失业情况的观察。因此，在第一种设定（v1）中，我们为分组面板增加了四个虚拟变量：一个用于1984 年面板，一个用于1987年面板和1988年面板，一个用于1990—1993年面板，另一个用于1996—2001 年面板。在第二种设定（v2）中，我们分别为1990—1991 年面板和1992—1993 年面板增加两个虚拟变量。

我们观察到，相对于失业的响应在（v2）中要强得多。这种响应由两个面板成对比较之内的变异所驱动，因此很大程度上取决于 1990年面板与 1991 年面板之间的行为（以及1996 年面板与2001年面板之间的行为），而较少取决于 1991 年经济衰退之后复苏期观测值时间序列的低频率（但仍属于经济周期）行为，如相对于衰退前的 1990 年面板和完整衰退期的 1991 年面板所衡量的那样。虽然这些响应在两个面板中都具有统计显著性，但我们认为，倾向于采用*v1* 是更为保守的做法，并认为这两个面板中的结果与1992 年和 1993 年面板中的结果处于相似基础上，同时估计流动的响应程度，并将 1991 年经济衰退复苏期对失业的响应也纳入考虑。

经济衰退。

总体而言，相对于例如第 (i) 列和第 (ix) 列，控制分组面板效应 (v1) 并未显著改变估计的经验响应，而分组面板效应 (v1) 则会带来更强的顺周期响应。将 B面板的估计值与面板 A进行比较，我们没有发现点估计存在有意义的差异，尽管底层样本规模较小，这自然会影响推断的精确性。控制人口统计特征并不会改变对周期性失业的经验响应，这与基于职业代码的分析结果完全一致。综合来看，显然，依据有关职业任期和工作经历的回溯性问题推断，近期新雇员从非就业状态转入就业时的职业流动具有顺周期性。对于失业后受雇者，证据也指向相同方向，但由于人数较少，统计显著性往往较弱。

表42：职业变动概率的周期性

面板A：来自非就业状态的近期新雇员（1984—2001）								
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)	(vii)	(viii)
	occ.变动发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	.move⋆	occ.move⋆	occ.move⋆
无观测值	1546	1546	1546	1546	1546	1507	1507	1507
HP滤波后的 log(U)	-0.270**	-0.304***	-0.271**	-0.311***	-0.583***	-0.291**	-0.370***	-0.660***
（标准误）	(0.104)	(0.082)	(0.113)	(0.095)	(0.201)	(0.108)	(0.100)	(0.215)
非就业持续时间	0.006**	0.006**	0.007**	0.007**	0.007**	0.006**	0.007**	0.007**
（标准误）	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
面板固定效应 v1		X		X			X	
面板固定效应 v2					X			X
人口统计学控制变量			X	X	X		X	X
B面板：1984—2001年失业后的失业近期新雇员								
	(ix)	(x)	(xi)	(xii)	(xiii)	(xiv)	(xv)	(xvi)
	occ.迁移发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	迁移发生次数	.move⋆	occ.move⋆	occ.move⋆
无观测值。	689	689	689	689	689	676	676	676
HP 滤波后的 log(U)	-0.349*	-0.271	-0.333*	-0.250	-0.877***	-0.405**	-0.327	-0.890***
（标准误）	(0.187)	(0.175)	(0.189)	(0.192)	(0.175)	(0.188)	(0.206)	(0.188)
非就业持续时间	0.013**	0.013**	0.014**	0.013**	0.015**	0.014**	0.013**	0.014**
（标准误）	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
面板固定效应 v1		X		X			X	
面板固定效应 v2					X			X
人口统计学控制变量			X	X	X		X	X

显著性水平：$^{*}p < 0.1, ^{**}p < 0.05, ^{***}p < 0.01$。因变量 occ.move⋆是我们的替代流动指标，排除了职业任职时间比当前工作任期长 1–4 个月、且先前工作任期超过 12 个月的情况。所有回归均包含线性时间趋势。人口统计控制变量包括年龄四次项、性别虚拟变量、种族和教育虚拟变量。面板固定效应 *v1* 对以下面板组设置虚拟变量：{1984}、{1987, 1988}、{1990, 1991, 1992, 1993 }、{1996, 2001}；面板固定效应 *v2*则对以下面板组设置虚拟变量：{1984}、{1987, 1988}、{1990, 1991}、{1992, 1993 }、{1996, 2001}。观测值按面板内个人权重加权，并按各面板的总观测值数量进行加权。标准误按季度聚类。

流动性—持续时间剖面的周期性变化 最后，我们考察自我报告的职业流动曲线是否会随着经济衰退而向下移动，以及其平均斜率是否与合并横截面样本中的斜率相似。表42显示，情况确实如此。我们观察到，在纳入经HP滤波的对数失业率后，非就业时长的适度正斜率得以保持。控制非就业时长基本上不会改变经验上的周期性响应。这一结果再次与基于代码的流动性指标的结果相似，因为这些指标会随着持续时间和经济周期而变化。

B.6.4 回顾性自我报告的职业流动——结论

在本节中，我们使用与正文截然不同的数据，考察了非就业期之后的职业流动。正文中用于基于职业代码的度量的职业信息，没有任何一部分被用于本节的度量。此外，在正文基于代码的度量中，职业变动由人口普查编码员判定，而在回顾性职业任期中，这一判断则由受访者作出。因此，观察到这两种度量结果高度一致，令人颇感欣慰。第一，根据工人的说法，他们在非就业后约有40%的情况下会开始从事新的工作领域。第二，随着非就业持续时间延长，改变自身工作领域的倾向会增强。然而，这一倾向较为温和：失业6个月后，该比例仅高出约6个百分点，这与正文及本附录第1节中的职业代码结果完全一致。第三，当周期性失业率较高时，自我报告的职业流动往往在经济周期上较低。第四，在控制商业周期后，我们仍然观察到自我报告的职业流动随非就业持续时间延长而小幅增加，这再次与正文中记录的基于代码的职业流动模式相一致。

再次，我们的估计结果表明，非就业者的职业变动概率呈顺周期变化。无论是两个样本，还是是否控制非就业期的持续时间，这一结论都成立。具体而言，对于失业前至少一个月的近期新雇员样本而言，

再就业方面，我们仍然观察到，随着非就业持续时间的延长，职业流动概率适度上升。同样，在控制去向职业后，我们也发现职业变动概率具有很强的顺周期性。这表明，顺周期性并非由商业周期中的职业去向变化所驱动。这再次与本附录第4节的结果一致。

B.7 数据构建

B.7.1 收入与项目参与调查

收入与项目参与调查（SIPP）是一项纵向数据集，基于美国非机构化平民人口的代表性样本。该调查分为多个多年期面板。每个面板都由新的个人样本组成，并细分为四个轮换组。每个轮换组中的个人每四个月接受一次访谈，因此每个月都会收集各轮换组的信息。在每次访谈中，除了其他事项外，还会询问个人的就业状态，以及他们过去四个月就业期间从事的职业和所属行业部门。[97]

收入与项目参与调查提供高频率的访谈安排，并明确旨在收集有关劳动者流动的信息。此外，其面板维度使我们能够随时间追踪劳动者，并构建不间断的失业期（或非就业期）：这些失业期（或非就业期）始于从就业到失业的转变，终于向就业的转变。其面板维度还使我们能够按照失业（或非就业）持续时间，分析这些劳动者在失业（或非就业）期间的职业流动模式，以及其之后的职业流动结果，正如正文第2节所述。

调查设计和数据使用。我们考察的时期为 1983—2013 年。为覆盖这一时期，我们总共使用了 13 个面板：1984—1988 年、1990—1993 年、1996 年、2001 年、2004 年和 2008 年面板。对于 1984—1988 年和 1990—1993 年面板，我们使用完整面板文件作为基础数据集，但附加了从个人获得的月度权重。

[97]有关该数据集的详细说明，请参阅 http://www.census.gov/sipp/。

调查波次（有时称为核心波次数据）。在1993年面板之前，我们使用核心波次中的职业信息。我们这样做有两个原因：（i）完整面板文件并不总是包含职业的插补标记；以及（ii）在1990年和1993年面板之间，企业身份标识基于核心波次企业标识符进行了追溯性重新编码。对于我们的研究而言，明确职业属于哪家企业非常重要。我们排除了1989年SIPP面板，因为美国人口普查局不提供1989年数据集的完整面板文件，而且该面板在仅进行了三个波次（12个月）后就停止了。由于我们希望在删失问题上采取保守做法，因此选择不使用该数据集。这会带来较小的成本，因为1988年面板涵盖截至1989年9月的数据，而1990年面板则从1989年10月开始收集数据。对于1996年、2001年、2004年和2008年面板，不再有完整面板文件，也不再需要该文件。只需使用个体标识符“lgtkey”附加各调查波次的个人信息，并合并那些我们拥有整个面板（或完整一年）信息的劳动者的个人权重即可。在这种情况下，工作标识符信息也得到了明确说明。后1996年面板与1996年前的面板之间有两个重要差异值得注意。1996年前的面板具有重叠结构，且样本量较小。从1996年面板开始，每个面板的样本量增加了一倍，并取消了重叠结构。我们通过获取每个重叠面板所得指标的平均值，构建了1996年前的指标。

SIPP抽样设计意味着，在所有面板中，最初和最后三个月的轮换组都不足四个，因此样本量较小。因此，在时间序列分析中，我们只考虑包含全部四个轮换组信息的月份。对于受失业持续时间分布影响的统计数据，我们要求劳动者在相应的SIPP 面板中再就业时，至少已有 14 个月的劳动力市场经历。如有必要（下文将详细讨论），我们会进一步限制样本，以处理删失时期，从而生成至少覆盖一年失业期的代表性分布。这一限制考虑到，例如，较短的已完成失业期通常流动性较低；而在面板的最初几个调查波次中，失业期在面板内开始并结束时，其持续时间必然较短。构建就业获得率时，这一点更为重要，尤其是

当我们要关注已完成失业期的就业获得率，且已知其职业流动结果时，更是如此。对于失业的累积生存曲线，我们纳入所有在失业期开始时，后续至少能连续留在样本中 32 个月的失业期，并将这些观测值限制在面板的前 4 个调查波次内。对于基于未完成失业期的时间序列就业获得率，我们要求所有在持续时间为x 时测量就业获得率的工人，之后至少连续x 19 个月留在样本中。

数据还显示，调查波次之间存在接缝效应，在接缝处（即调查波次之间，因此是在第4、8、12……个月）发生转变的可能性高于基于其他特征（例如持续时间）所推断的可能性。当我们考虑时间序列并结合上述限制条件时，在所考察的每个月中，接缝处总有一个轮换组，这实际上平滑了接缝处的聚集现象。对于接缝效应会产生影响的持续时间统计量，我们要么以4个月为组距考察观测值（例如失业第4、8、12、16个月时的生存率），要么采用标准方法，通过平滑生存率来减少接缝偏差，或考察随持续时间变化的“累积”流动率（例如，参见正文第2节第2小节中报告的流动性-持续时间曲线）。

我们使用每个调查波次的个人权重（“wpfinwgt”及同等权重），但会对其进行标准化，使每个面板内的平均权重等于 1。这样做是因为各面板的规模并不恒定，而且我们不希望对观测值较少的面板赋予更高的权重：在一个面板的某个调查波次中，“wpfinwgt”之和等于总体总量，因此样本量越小，平均权重就越高。我们认为，这种标准化方法相当中立，既保留了面板内的相对权重，也考虑了可用观测值的数量。

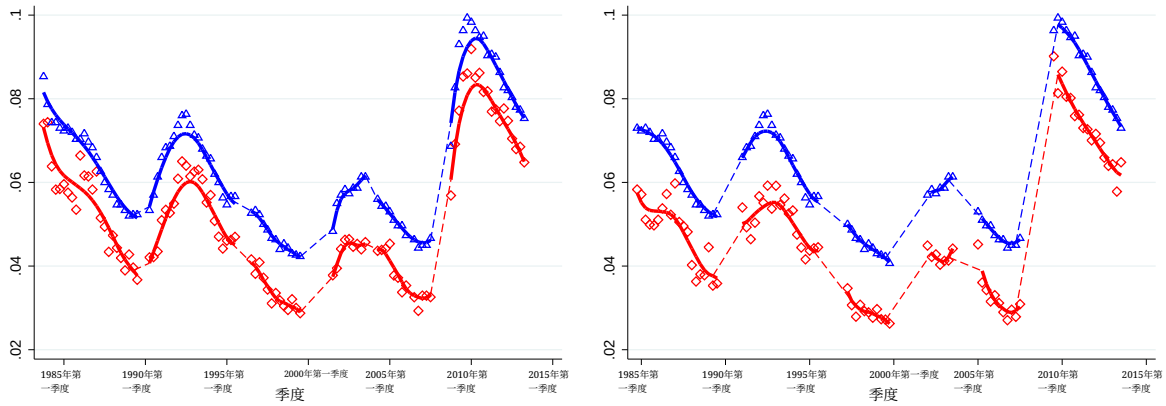
样本选择和劳动力市场状态。对于1984—2008年面板，我们考虑所有年龄在18至65岁之间、既不从事自营就业也不属于武装部队或农业职业的工人。[98] 我们测量一个指-

[98]由于农业职业可能被错误编码为非农业职业，反之亦然，在我们的代码错误校正后的测量值中，我们将根据报告的职业代码确定的农业劳动者纳入考虑，应用我们的校正方法，并将农业劳动者在校正后从我们的样本和相关统计数据中移除。

个人在收入与项目参与调查中的月度劳动力状态有两种信息来源。第一种依据每月第二周报告的劳动力状态。第二种依据月度就业状态重编码。利用这两种来源（并以SIPP 2001 的措辞为例），如果个人报告说，在该月第二周其处于“有工作/经营业务——正在工作”、“有工作/经营业务——未被裁员、无薪缺勤”或“有工作/经营业务——被裁员、无薪缺勤”状态，我们就认为该劳动者在该月处于就业状态。如果个人满足以下任一条件，则归入“有工作”（2008年美国人口普查）类别：(a) 作为受薪雇员工作（或在自己的企业、专业中工作，或在自己的农场工作，或在家庭企业或农场中无薪工作）；或 (b) “曾 暂时[着重号为后加]缺勤，无论是否带薪。” 因此，月度就业状态重编码中的“有工作/经营业务——被裁员、无薪缺勤”类别似乎用于捕捉临时裁员。请注意，由此产生的我们的就业定义不同于当前人口调查的就业定义。正如收入与项目参与调查文档所指出的：“‘有工作’包括因裁员而暂时离开工作岗位的人员，以及等待在30天内开始新工作的人员；而在当前人口调查中，这些人员不被视为就业人员。”

如果个人在月度就业状态重编码变量中报告其“整月有工作，所有周均工作”，我们就将该劳动者视为就业，但以下情况也同样如此：“整月有工作，无薪缺勤 1+周，缺勤并非因裁员”，或“整月有工作，无薪缺勤 1+ 周，缺勤因裁员”。如果工人在该月的一部分时间处于就业状态、另一部分时间处于失业状态，则只有当工人在第2周处于非就业状态，并且总计至少已有四周处于非就业状态时，我们才将其视为非就业。也就是说，在第2周非就业时间不足一个月的人，仍计为就业。如果劳动者在非就业期间的某一周处于“无工作/无经营业务——正在求职或被裁员”状态（即处于“无工作/无经营业务”状态），我们就将其视为失业者。我们选择这一分类方式，是因为我们希望进入失业能够反映其与先前就业企业联系的严重弱化，而不是反映一段明确的非生产时期，在此之后劳动者会回到先前的雇主那里。要求至少非就业四周，旨在进一步限制同一企业的短期缺勤和临时裁员所发挥的作用。

这受到 Fujita 和 Moscarini（2017）的分析启发；他们记录了许多失业期非常短的工人会回到之前的雇主那里。我们希望关注那些至少考虑在其他企业就业，并且可能从事其他职业的失业者。



(a) 样本：接缝校正后的季度收入与项目参与调查 (b) 样本：样本中有工人的季度>14个月

图53：收入与项目参与调查失业率（红色，我们的衡量指标）和美国劳工统计局—当前人口调查失业率（蓝色，官方数据）

由于这些限制，我们测得的失业率略低于官方失业率。在图53中，我们将根据我们的定义构建的SIPP样本中的失业率，与美国劳工统计局公布的标准（基于当前人口调查）失业率并列绘出。左侧面板显示的是排除面板逐步纳入或退出的季度后，SIPP中的失业率。在这种情况下，所考察的所有季度相对于调查波次之间的衔接都是对称的：每个月至少有一个轮换组切换调查波次。右侧面板只考虑在样本中至少持续14个月的观测值。这必然意味着面板之间存在更大的缺口，但在考察我们能够观测其职业流动的完整失业期时，可以处理左删失问题。例如，在考察已完成的失业期的失业持续时间分布时，这一点十分重要，因为在面板开始时，唯一已完成的失业期必然是持续时间较短的失业期，而这类失业期的职业流动率较低。如果不考虑这一点，就会导致对失业者职业流动时间序列模式的错误判断。

图53的两个面板都显示，我们的限制条件使失业率降低了约1.5个百分点。这一水平效应在不同时间以及不同经济周期阶段几乎是一致的。也就是说，我们的失业指标的时间序列变化紧密跟随美国劳工统计局的失业数据，而水平效应几乎不受商业周期影响。如果一定要说有什么不同，那就是我们的指标对商业周期的反应略强一些（官方失业率上升1个百分点，会使我们的失业指标上升1.04个百分点；这一差异虽小，但在统计上显著）。我们的失业指标与美国劳工统计局指标之间的相关性（针对那些我们拥有收入与项目参与调查失业指标的月份）在图53中两条失业序列上均为98%—99%。这意味着，失业的周期性模式在很大程度上源自本文所考察的失业者群体（另见Hornstein，2013，以及Ahn和Hamilton，2019）。

我们进一步检验了，当我们将失业限制为那些在收入与项目参与调查样本中开始 并结束 失业的人时，这些性质是否仍然成立，同时注意处理这一测量中涉及的左删失和右删失。将这一失业率（由于观测值数量较少而进行了平滑处理）与美国劳工统计局失业率进行相关性比较可知：在考察包含失业月份的非就业时段时，相关性超过94%；在考察纯失业期时，相关性为93%，在纯失业期中，劳动者在非就业的每个月都处于失业状态。

为失业工人指定“来源”／“去向”职业。收入与项目参与调查（SIPP）收集个人可能同时从事的最多两份工作的相关信息。对于每份工作，我们掌握的信息包括工时、总收入、三位数职业代码和三位数行业代码等。我们剔除所有职业（及行业）为推算所得的观测值。如果个人同时从事两份工作，我们将工时较多的工作视为主要工作。若工时相同，则以总收入作为判断依据，总收入较高的工作将被视为主要工作。在大多数情况下，个人报告称自己在任一时点只从事一份工作。在报告从事两份工作的绝大多数情况下，工时足以确定主要工作。确定主要工作后，我们便为该劳动者指定相应的两位数、三位数或四位数职业代码。

相应的两位数、三位数或四位数职业。[99]

每个在面板内开始并结束的失业期，都可以被分配一个“来源”职业（失业期开始前紧邻时点的主要职业），以及一个“去向”职业（再次就业后紧邻时点的主要职业）。如果在失业期开始前职业代码缺失（例如由于插补），但在更早的调查波次中报告过职业代码，并且从报告该职业之时起直到所考察的失业期开始，就业一直持续，那么我们将后一个职业向前延续，作为来源职业。如果来源职业与去向职业不一致，则该劳动者属于职业转换者。因此，以下情况也被我们保守地计为职业留任：劳动者在变为失业者的时点同时受雇于两家企业，并在之后找到一份工作，其职业与此前两份工作中的一份相匹配，即使匹配的是工时较少的那份工作。将两端均有同时从事的两份工作的失业期计为职业留任，对职业流动统计的影响很小。

我们根据以下形式的转变构建职业流动统计：先是至少一个月的就业（具有非插补职业代码），随后是持续时间至少一个月的失业期，最后是至少一个月的就业（具有非插补职业代码）。我们将这些转变标记为EUE转变。我们还考虑以下形式的转变：先是至少一个月的就业（具有非插补职业代码），随后是持续时间至少一个月且包含至少一个月失业的非就业期。我们称这些为E-NUN-E转变，或称NUN非就业期。进一步填补EUE与E-NUN-E之间的空间，我们还考虑以EU转变开始的失业期，即就业直接转为失业（尽管之后劳动者可能报告说停止寻找工作），以及以UE转变结束的失业期。我们将这些转变标记为E-UN-E、E-NU-E；如果两项限制都适用，则标记为E-UNU-E转变。我们还尝试了后者的其他版本，其中整个失业期均处于非就业状态（ENE）。

[99]对于1990—1993年面板，我们按照 Stinson（2003）提出的程序校正工作标识符变量。

职业分类。 收入与项目参与调查使用人口普查人口职业体系，该体系与标准职业代码（SOC）密切相关。1984—1991年的面板使用1980年人口普查职业分类，而1992—1996年和2001年面板使用1990年人口普查职业分类。这两种分类之间的差异很小。2004年和2008年调查组使用2000年人口普查职业分类，该分类与此前的分类差异较大。为建立统一编码体系，我们采用David Dorn将1980年和2000年人口普查职业分类重新编码为1990年人口普查职业分类的方法（Dorn，2009年；Autor和Dorn，2013年）。在稳健性检验中，我们改用IPUMS交叉对照表，将1980年和1990年人口普查职业体系映射到2000年人口普查职业体系。

我们将收入与项目参与调查（SIPP）提供的“三位数职业类别”信息汇总为“次要”和“主要”职业类别。[100] 职业代码中的测量误差可能会导致虚假转移，Kambourov和Manovskii（2008、2009年）以及Moscarini和Thomsson（2007年）对此均有讨论。我们采用补充附录A中提出的 **Γ**校正方法来纠正编码错误。所用分类中的职业类别见该附录的表4和表5。

时间序列构建。 我们构建了失业率、就业转失业转移率（离职率）、失业转就业转移率（就业获得率）、职业流动率以及正文所述其他指标的月度时间序列。就业获得率即UE_t/U_t，表示时点t 的失业者中在时点$t\ +1$转为就业者的比例。同样，离职率为EU_t/E_t，表示时点t 的就业者中在时点$t\ +1$转为失业者的比例。我们从首次获得全部四个轮换组信息的月份开始测算就业获得率和离职率。

对于建筑业去趋势时间序列的构建，我们必须处理时间序列中缺口（缺失观测值）的问题。有几个季度未被涵盖

[100]在上述任何一种分类中，我们都未纳入武装部队。1980年和1990年的分类可参见 https://www.census.gov/people/io/files/techpaper2000.pdf。2000年分类可参见 http://www.bls.gov/soc/socguide.htm。有关这些分类的更多信息，请参见 http://www.census.gov/hhes/www/ioindex/faqs.html。

完全由1984—2008年SIPP面板涵盖：2000年第二季度至2000年第三季度，以及2008年第一季度。这些时期周围的缺口可能会变大；当删失问题导致我们从分析中进一步删除更多季度时，还可能产生新的缺口。我们将在下文对此进行更详细的讨论。

为弥补缺失观测值，我们采用 Gomez 和 Maravall（1999）开发的 TRAMO（含ARIMA噪声、缺失观测和异常值的时间序列回归）程序，通过回归（“加性异常值方法”）对缺失观测值进行插补。[101] 在我们的基线周期性时间序列中，对取对数后的时间序列进行 HP 滤波后，得到去趋势的数据序列，平滑参数为 1600。

对于失业者开始从事新职业的受雇倾向时间序列，两个方面尤为重要：（1）代码错误校正；（2）处理删失问题，以消除相邻季度之间持续时间分布变化所造成的噪声和偏差，这些变化与商业周期无关。

我们只选取在样本中接受访谈超过 14 次且在第 4 波之后受雇的个人观测值。基于此，我们在季度 × （已完成）就业历时层面校正编码错误。这意味着，对于某一季度内具有特定已完成历时的所有失业后受雇者，我们计算职业流动转移矩阵，并使用相应的 **Γ** （代码错误）校正矩阵进行校正。随后，我们计算失业持续时间不超过（含）12 个月的所有受雇者的累积流动性；另一种度量则计算不超过（含）14 个月的累积流动性。我们发现这两种度量差异很小，因此只报告前一种。之后，我们将使用按持续时间×季度层面校正后的相同观测值，计算从低失业率时期到高失业率时期的流动性—持续时间轮廓转变。

虽然许多统计数据的时间序列缺口很小，但这一问题更为重要

[101]另见Fujita等人（2007年），其中介绍了使用收入与项目参与调查的类似程序。Tramo/Seats是一种参数化的、基于ARIMA模型的方法（参数化ARIMA模型法），分两个步骤运行。第一步（TRAMO）对序列中的缺失观测值进行插值，并处理异常值。第二步（SEATS）除其他事项外，将第一步得到的时间序列分解为趋势—周期、不规则成分和季节成分等。季节调整与美国人口普查局的X12程序大体相似，欧盟统计局等机构也使用该方法。（Hood等人（Hood、Ashley、Finley，美国人口普查局：《对Tramo/Seats在模拟序列上表现的实证评估》）还认为，对于具有较大不规则成分的较长时间序列，SEATS的表现优于X12-ARIMA。）

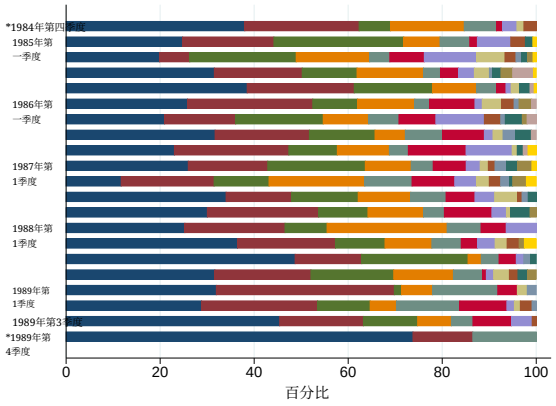
SIPP 面板	起始季度	结束季度（含）
1984,85,86,87,1988	1985年第一季度	1989年第三季度
1990,91,92,1993	1991q2	1995q3
1996	1997年第3季度	1999年第四季度
2001	2002q2	2003q4
2004	2005年第一季度	2007年第三季度
2008	2009年q3	2013q3

表43：所有失业者总体职业流动率时间序列所涵盖的季度（失业持续时间为1–14个月）

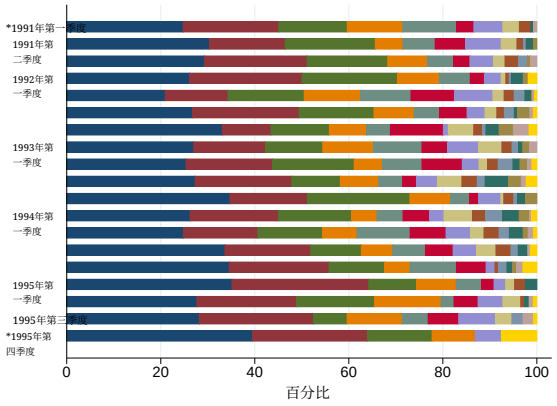
针对从失业状态进入就业的所有人员（持续时间为 $\leq$ 12-14个月）的平均职业流动。将范围限制在调查波次5 及之后，意味着在默认情况下，我们排除了这样一些观测到的失业期：劳动者在每个面板的前 16个月内失去工作并重新就业。如上文所述，这样做是为了确保我们捕捉到分析中所考察的每个季度的几乎完整的失业持续时间分布。这一点在此处尤为重要，因为若不这样做，将会导致面板开始时的职业流动率出现向下偏差，而这一偏差在例如 2004年尤其明显。此外，鉴于轮换调查设计，我们还考虑到，面板开始阶段的某些其他季度并非每个月都有接缝（这对于就业匹配和分离时间序列来说也是一个相关问题）。对于这一问题，我们同样采取保守做法，也将这些季度一并忽略。

我们还注意到，在面板的最末端可能会出现删失问题，因为同样地，某个季度可能包含比例不一的月度观测值，而这些观测值构成最终的接缝。我们观察到，实际上，其中一些“结束”季度的持续时间分布与前几个季度的持续时间分布大不相同。正如我们将在下文所展示的，这种变异显著更大，也更加突然，不同于那些似乎随商业周期状况而变化的变动。因此，除2001年面板外，我们还排除了1988 年面板的最后一个季度，以及从1993年面板开始的所有面板。用于分析的季度列于表43中。这些观测值涵盖了多个经济周期期间的若干不同矩，因此，周期性模式确实可能清晰且显著，正如正文第2.5节和本附录所示。

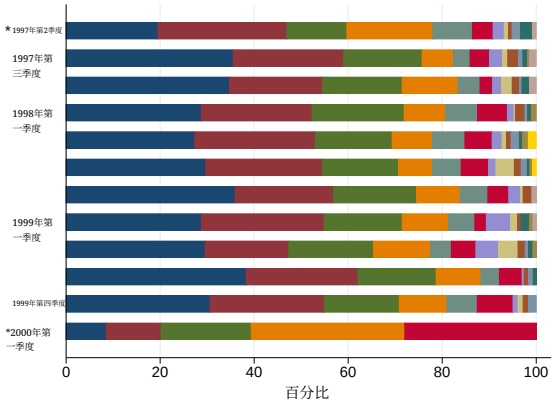
为直观展示删失的影响，图 54 展示了每季度来自失业者的录用人员的持续时间分布



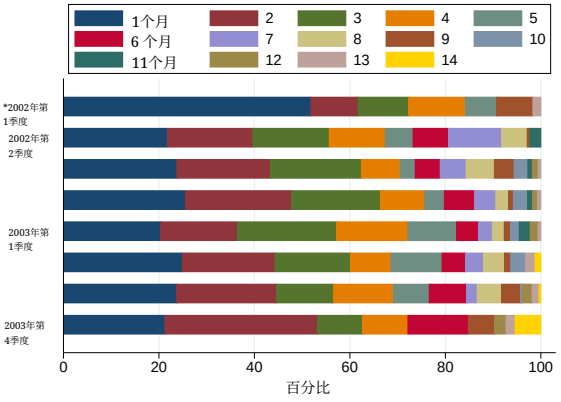
（a）1984—1988年收入与项目参与调查



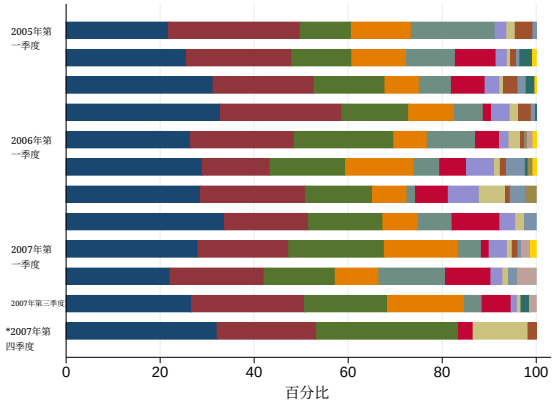
(b) 1990-1993年收入与项目参与调查



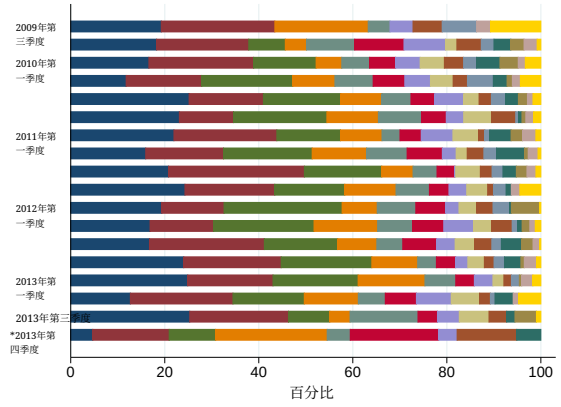
(c) 1996年收入与项目参与调查



(d) 2001年收入与项目参与调查



(e) 2004年收入与项目参与调查



(f) 2008年收入与项目参与调查

Figu图54：每季度来自失业者的受聘人员的完整失业时长

。每条水平条表示录用人员的失业持续时间（依次从 1 个月到 14 个月）。纵轴表示我们拥有调查波次之后观测值的季度。这些季度

我们因上述原因之一而从时间序列计算中排除的内容，前面带有一个 $*$.[102]

在这里，我们确实可以观察到，所考虑的季度中有一些最末和最初的季度受到这些（删失）问题的影响，因此被排除在我们的分析之外。我们还观察到，剩余的持续时间分布在各个个人季度之间相对稳定，随着1996年面板及其后的时期，季度间变动的幅度有所下降。这是因为每个面板的样本量更大，而此前面板的重叠性质意味着，当某些面板逐步引入和退出、而其他面板仍在进行时，会产生一些额外的噪声。我们还尝试进一步限制样本，以排除来自这些逐步引入和退出阶段的观测值，但这对时间序列模式的影响很小。

总量序列生产率、失业率、职位空缺序列 对于人均产出，我们从美国劳工统计局的主要行业生产率与成本部分获取非农商业产出（序列 ID：PRS85006043），并将其除以这些部门中私营行业工资薪金雇员（不包括农业）的就业人数与非公司制自雇劳动者的就业人数之总和（序列 LNS12032189Q和 lns12032192q，分别对应两者）周期性分析中的失业率采用美国劳工统计局的失业率（圣路易斯联储 FRED 数据中的UNRATE）。我们采用由Regis Barnichon 构建的扩展招聘广告指数获取职位空缺数据。

重复流动在基线重复流动性指标中，我们关注的是同一 SIPP 面板内、发生在另一段纯 U 期之后的纯 U 期，且劳动者至少已在样本中 4 年。为避免将季节性失业纳入指标（按照模型中的解释，这类失业无法反映劳动者与就业的联系），我们排除建筑业和农业劳动者。最终，我们获得了 610 个重复失业观测值。对于 NUN 指标，我们考察在以下情况之后发生的 NUN 失业期：

[102]可以直接辨识出一些周期性模式；也许最明显的是跨面板进行比较时：20世纪90年代初各面板中的红色带（失业六个月后的受雇者）位于1996年面板的左侧；同样，2001年SIPP位于1996年和2004年SIPP的左侧，而2008年SIPP位于2004年SIPP的左侧，这表明在1990—1993年、2001年和2008年这些“经济衰退”SIPP面板中，长期失业现象更为严重。

在相同限制条件下，发生在另一段 NUN 失业期之后的 NUN 失业期，共得到 1306 个重复失业观测值。我们对考察该失业期开始和结束时中间就业职业的指标取平均值。我们按照正文脚注 13 所述的程序纠正编码错误。最后，为衡量职业流动，我们排除所有回流流动者的观测值。

B.7.2 收入动态面板调查

按照 Kambourov and Manovskii（2008）的样本限制，我们考察 1968—1997 年这一时期，因为这些年份 PSID 每年都进行访谈。我们还考察年龄在 23—61 岁之间、非自雇或双重就业、且非公共部门雇员的男性户主。按照这一样本限制，1968 年有 1,643 名在职个人，1997 年有 2,502 名在职个人。在另一个样本中，我们还纳入了女性、年轻劳动者以及自雇或双重就业劳动者，主要结果并未发生实质性变化。

为计算跨雇主职业流动率，我们计算这样一部分就业工人的比例：他们在年份t和 $t+1$ 之间的职业代码不同，且报告这期间发生了雇主变更；再将其除以年份 t 报告在t 和$t+1$之间发生雇主变更的就业工人数。与 Kambourov and Manovskii (2009) 一样，为识别 PSID 中的雇主变更，我们采用 Brown and Lights（1992）的 T 分区法。作为稳健性检验，我们还采用 Brown and Lights（1992）的 24T 分区法。为使用这两种方法识别雇主变更，我们严格按照 Kambourov and Manovskii (2009) 附录 A1 中规定的程序操作。此外，我们还采用 Hospicio（2015）的方法识别 PSID 中的雇主变更，具体见 Hospido（2015）第 3.2 节。我们发现，所用方法不会影响结论。

在计算*ENE* 职业流动率时，我们考虑：(i) 在$t-1$年的t 访谈日期处于就业状态、在t 年的访谈日期处于非就业状态，并在$t+1$年的访谈日期再次处于就业状态的工人；以及 (ii) 在t 年和$t+1$ 年的访谈日期均处于就业状态，但声称在此期间经历过非自愿雇主变更的工人。

两次访谈。在另一种设定中，我们还加入了以下工人：他们在第$t-2$年的访谈日期处于就业状态，在第$t-1$年和t年的访谈日期处于非就业状态，并在第$t+1$年的访谈日期再次处于就业状态。鉴于后一类别中的工人数目较少，结果几乎没有变化。

我们遵循 Stevens（1997）和 Hospido（2015），将非自愿更换雇主界定为以下情况：劳动者表示，工作分离是由于企业或工厂关闭、被裁员或被解雇，或临时工作结束所致。我们还新增了“其他”类别，作为劳动者离开雇主的原因之一，以增加观测值数量。该类别涵盖了其他原因，例如应征入伍。将“非自愿”和“其他”类别合并后计算*ENE* 职业流动率，结果非常相似。此外，在计算*ENE* 职业流动率时，我们无法剔除处于临时裁员状态的劳动者。不过，Fujita and Moscarini（2016）的分析表明，处于临时裁员状态的失业工人会使*ENE* 职业流动率偏低，因为这些劳动者极有可能在同一职业中重新就业。

参考文献

[1] Acemoglu，舞蹈。和舞蹈。Autor。2011年。“技能、任务与技术：对就业和收入的影响”，载于舞蹈。Card和O. Ashenfelter（编），劳动经济学手册，第4卷B部分，第12章，Elsevier，荷兰。

[2] Autor, D. H. 和 D. Dorn。2013。《低技能服务业工作岗位的增长与美国劳动力市场的两极化》，《美国经济评论》，第103卷（第5期）：1553–1597。[3] Ahn, H. J. 和 J. D. Hamilton。2019。《异质性与失业动态》，《商业与经济统计杂志》，即将出版。[4] Autor, D. H.、F. Levy 和 R. J. Murnane。2003。《近期技术变革的技能内涵：一项实证探索》，《经济学季刊》，第116卷（第4期）：1279–1333。

[5] Brown, J. N. 和 A. Light。1992。《解读有关工作任期的面板数据》，《劳动经济学杂志》，第10卷：219–257。[6] Cortes, M.、N. Jaimovich、C. J. Nekarda 和 H. E. Siu。2016。《微观与宏观层面常规工作岗位的消失：一种流量方法》，未发表稿，约克大学经济系，加拿大。[7] Dorn, D. 2009。《不平等、空间相互作用与技能需求论文集》。第3613号学位论文，瑞士圣加仑大学。[8] Farber, H. S. 和 R. G. Valleta。2015。《延长失业救济金是否会延长失业期？来自美国劳动力市场近期经济周期的证据》《人力资源杂志》，第50卷（第4期）：873–909。[9] Fujita, S. 和 G. Moscarini。2017。《召回与失业》，《美国经济评论》，第102卷（第7期）：3875–3916。[10] Fujita, S.、C. Nekarda 和 G. Ramey。2007。《劳动者流动的周期性：来自收入与项目参与调查的新证据》。费城联邦储备银行，工作论文第07-5号。[11] Gomez, V. 和 A. Maravall。1999。《ARIMA模型中的缺失观测值：跳过法与加性异常值法之比较》。《计量经济学杂志》，第88卷：341–363。[12] Goos, M. 和 A. Manning。2007。《糟糕与理想的工作：英国工作岗位日益加剧的两极化》，《经济学与统计学评论》，第89卷（第1期）：118–133。[13] Hornstein, A. 2013。《失业的解释：短期与长期》。工作论文系列，里士满联邦储备银行，WP 12-07。[14] Hospido, L. 2015。《不可观测的个体与工作异质性下的工资动态》，《劳动经济学》，第33卷：81–93。[15] Jovanovic, B. 和 R. Moffitt。1990。《劳动力流动部门模型的估计》，《政治经济学杂志》，第98卷（第4期）：827–852。

[16] Kambourov, G. 和 I. Manovskii。2009年。《人力资本的职业专用性》，《国际经济评论》，第50卷（第1期）：63–115。[17] Kambourov, G. 和 I. Manovskii。2008年。《美国职业与行业流动性的上升：1968—1997年》，《国际经济评论》，第49卷（第1期）：41–79。[18] Kroft, K.、F. Lange、M. Notowidigdo 和 L. Katz，《长期失业与大衰退：构成、持续时间依赖性和非参与的作用》。《劳动经济学杂志》34.S1（2016）：S7–S54。[19] Murphy, K. 和 R. Topel。1987年。《美国失业的演变：1968—1985年》，《美国国家经济研究局宏观经济学年刊》1987年，第2卷：11–68。[20] Neal, D.。1999年。《年轻男性工作流动的复杂性》，《劳动经济学杂志》，第17卷（第2期）：237–524。[21] Pavan, R.。2011年。《职业选择与工资增长》，《劳动经济学杂志》，第29卷（第3期）：549–587。[22] Stevens, A. H.。1997年。《工作替代的持久影响：多次失业的重要性》，《劳动经济学杂志》，第15卷（第1期）：165–188。[23] Wiczer, David。2015。《长期失业：与劳动力市场保持联系且匹配不当？》圣路易斯联邦储备银行研究部，工作论文系列，WP 2015-042A。

补充附录C：理论

本附录是对论文第3节的补充。第一部分使用模型的简化版本，探讨（i）非周期性非就业出现的条件，以及（ii）劳动者工作分离和职业流动决策的周期性特征。第二部分给出描述衰退、非周期性情形下劳动者流动的方程。第三部分表明，本文所设定的子市场结构会内生地产生于竞争性搜寻模型。第四部分给出衰退、非周期性的定义，证明命题2（见正文），证明分离临界值和再配置临界值的存在性，并证明本附录第1节和第3节所列结果。

C.1 模型含义和比较静态

我们首先探讨理论的主要含义：休息性失业的发生，以及工人在经济周期中跨职业求职和从工作中离职的决策所呈现的周期性特征。为使直觉尽可能清晰，我们研究一个简化版模型，其中不包含职业人力资本积累，对所有 $x_h = 1$ 设定，并且不包含职业范围生产率冲击，对所有 $p_o = 1$ 设定。上述限制意味着，所有职业都是相同的，工人跨职业流动完全是无方向的，并且纯粹由职业-工人特质冲击驱动，因此总流动等于超额流动。此外，在同一职业内部，工人之间的差异仅体现在其 z生产率上，劳动力市场分割也沿这一维度进行。经济主体的价值函数仍由正文第 3.2 节所述的贝尔曼方程给出，但此时的状态空间为 $(z、A)$，而不是 $(z、x、o、A、p)$。因此，跨职业求职的净价值可简化为

$$R(A) = -c + \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} W^U(A, \tilde{z}) dF(\tilde{z}). \tag{9}$$

在 Carrillo-Tudelaand Visschers(2013)中，我们证明，在这一设定下，并假设对于所有z，若z $>$ ˜z，则 F(z′|z) $<$ F(z′|˜z) ′，价值函数 W^U(A,z)、W^E(A,z)、J(A, z) 和M(A,z)存在、是唯一的，并且随z 增加。这意味着 θ(A, z)也存在、是唯一的，并且随 z 增加。此外，我们证明，如果 $\delta + \lambda(\theta(\text{A, z})) < 1$，则

对于所有A、z，在均衡中存在一个仅依赖于 A的唯一临界值函数z^s，使得d(A,z) $= \sigma$(A, z) $= 1$ 当且仅当z $< z^s$(A)，而 d(A, z) $= \sigma$(A, z) =0 在其他情况下成立。由于R(A) 关于 z为常数，W^U(A,z)随 z 增加，并且根据唯一 z^s 的存在性，max$\{\lambda(\theta$(A, z^r(A)))(W^E(A, z^r(A)) – W^U(A, z^r(A))) 也如此，0}，因此还存在一个再配置临界值函数z^r(A)，使得对于每个 A，当且仅当 z $< z^r$(A) 时，工人决定进行跨职业搜寻，其中 z^r(A) 满足

$$R(A) = W^U(A, z^r(A)) + \max\{\lambda(\theta(A, z^r(A)))(W^E(A, z^r(A)) - W^U(A, z^r(A))), 0\}. \tag{10}$$

利用这一简化框架，我们首先研究工作分离和再配置临界函数的相对位置，从而深入了解休息性失业出现的条件。随后，我们研究这些临界函数的斜率，从而深入了解模型中离职和（超额）职业流动的周期性。通过校准模型，我们已验证，下文推导出的相同性质也适用于其中考察的更一般设定。

C.1.1 休息性失业的发生次数

我们首先分析失业和就业状态下等待的价值如何随c、b 以及z生产率过程的持续性而变化，以及这些变化如何决定z^r 和z^s的相对位置。能体现等待动机的最简单设定是：每个时期，z生产率都以概率 $0 < (1 - \gamma) < 1$ 从累积分布函数$F(z)$ 中随机重新抽取一次，而A 保持不变。z 随时间变化至关重要，因为即使当前没有适合劳动者的工作，只要其z生产率未来变得足够高的概率足够大，劳动者就可以选择留在其职业中继续失业。模型的其他所有特征均保持不变，唯一的例外是我们不考虑人力资本积累或职业范围内的生产率差异。在本附录的C.3.2节中，我们将给出这一稳态环境下的价值函数，并证明下文的引理1和引理2。

在这一稳态设定中，处于 pro- 的失业工人的预期价值。

生产率 z，在生产阶段计量，由下式给出

$$W^U(A,z) = \gamma\Big(b+\beta\max\Big\{R(A),W^U(A,z)+\max\{\lambda(\theta(A,z))(1-\eta)(M(A,z)-W^U(A,z)),0\}\Big\}\Big) + (1-\gamma)\mathbb{E}_z[W^U(A,z)]. \quad (11)$$

方程 (11) 表明，拥有z $< z^s$ 的失业工人有两种方式可以返回生产。被动地，他可以等待其z生产率外生地提高。或者，主动地，通过支付c 并在不同职业中抽取一个新的 z。在劳动者偏好等待的情况下，内层 $\max\{.\} = 0$，因为劳动者低于分离临界值，而外层$\max\{.\} = W^U(A,z) = W^U(A,z^s(A))$；后一个等式成立，是因为在这一简化环境中，z生产率过程被假设为独立同分布（iid）。在劳动者偏好跨职业搜寻的情况下，外层$\max\{.\} = R(A) = W^U(A,z^r(A))$。差值 $W^U(A, z^s(A)) - R(A)$随后刻画了等待一个时期相对于立即主动抽取一个新z 所获得的相对收益。如果 $W^U(A,z^s(A)) - R(A) \geq 0$，那么 $z^s \geq z^r$，并且存在休息性失业。如果 $W^U(A,z^s(A)) - R(A) < 0$，那么 $z^r > z^s$，而内生分离的劳动者会立即跨职业搜寻。

改变c、b或 γ 会影响等待、就业和失业状态下的相对收益。在以下引理中，我们推导$W^U(A、z^s(A)) - R(A)$变化的方向，并充分考虑c、b或 γ 变化对$M(A、z) - W^U(A、z)$ 匹配剩余的反馈效应。正如正文第3.3节所述，这种匹配剩余源于搜寻摩擦的存在。

引理1。 c、b或 γ 的变化意味着

$$\frac{d(W^U(A,z^s(A))-R(A))}{dc} > 0, \frac{d(W^U(A,z^s(A))-R(A))}{db} > 0, \frac{d(W^U(A,z^s(A))-R(A))}{d\gamma} < 0.$$

提高c 显然会使职业流动的成本上升，从而直接增加等待的相对收益。然而，c 的增加也会减少$W^U(A,z)$，使匹配剩余增大，因为在职工人更不容易离职，进而减少休息性失业。引理表明，总体而言，第一种效应占主导。b 的上升会降低等待的有效成本，同时也会增加$W^U(A,z)$，从而减少匹配剩余，推动休息性失业增加。 γ 的增加会降低等待的收益，因为它减少了无需支付c就经历z冲击的概率，因此提高了抽取到良好z生产率的价值。在证明中

引理1进一步证明，$W^U(A, z^s(A)) - R(A)$ 的增加会导致$z^s(A) - z^r(A)$增加。这意味着，当c、b 或 $1-\gamma$ 足够大时，就会出现休息性失业。

休息性失业与职业人力资本职业人力资本积累使劳动者在其当前职业中更具生产力。这意味着，劳动者愿意在其职业转换期间保持更长时间的失业状态，因为对于给定的 z，他们能够更快地找到工作并获得更高的工资。同时，更高的 x 使在职工人不太可能辞职而陷入失业，从而形成一股抑制休息性失业的力量。然而，综合来看，第一种效应占主导地位，正如下一个结果所示。

引理2。 考虑这样一种情形：A 是固定的，z 以 $(1-\gamma)$的概率重新抽取，生产由$y = Axz$给出。考虑职业专用人力资本 x 从 $x = 1$ 出发发生一次意外的、单次且永久性的增加。那么

$$\frac{d(W^U(A, z^s(A,x), x) - R(A))}{dx} > 0.$$

这一结果意味着，随着人力资本增加，$z^s(A,x) - z^r(A,x)$ 之间的差距会扩大。因此，更多的职业人力资本会导致 Rest 失业。

C.1.2 职业流动的周期性和工作分离决策

在正文第2.5节中，我们记录到通过失业（非就业）实现的职业流动是顺周期的，而失业（非就业）导致的工作分离则被广泛认为是逆周期的（见正文第5节）。在模型中，工人的职业流动和工作分离决策的周期性特征，由临界值函数z^r和z^s 相对于A的斜率刻画。如正文第3.3节所述，当$dz^r/dA > 0$ 和$dz^s/dA < 0$分别满足相应条件时，职业流动决策呈顺周期性，工作分离决策呈逆周期性。现在，我们来探讨在模型中内生地产生这类斜率的条件。

职业流动决策 我们首先使用简化版模型（即对所有h，x_h =均为1；对所有o，$p_o = 1$ 均为o），考察休息性失业对z^r 斜率的影响。根据式（10），并注意到$R(A) - W^U(A, z^r(A)) = 0$，可得

$$\frac{dz^r}{dA} = \frac{\int_{z^r}^{\bar{z}} \left(\frac{\partial W^U(A,z)}{\partial A} - \frac{\partial W^U(A,z^r)}{\partial A} \right) dF(z) - \frac{\partial}{\partial A} \left(\lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r)) \right)}{\frac{\partial W^U(A,z^r)}{\partial A} + \frac{\partial}{\partial z^r} \left(\lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r)) \right)}. \tag{12}$$

由于决定跨职业搜寻的工人必须失业一个时期，该项

$$\lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r))$$

捕捉与该决策时间成本相关的预期损失：如果决定不跨职业求职，劳动者本期就有机会与职位空缺匹配。当 $z^r > z^s$, $\lambda(\theta(A, z^r))(W^E(A, z^r) - W^U(A, z^r)) > 0$，且随 A 和 z^r 增加。因此，在此情况下，A 的增加会提高跨职业求职时间成本所造成的损失，并降低 dz^r/dA。然而，当发生休息性失业时（$z^s > z^r$），$\lambda(\theta(A, z^r))(W^E(A, z^r) - W^U(A, z^r)) = 0$，这一效应便消失。这是因为，在休息性失业时期，工人当期的就业获得率为零，因此跨职业求职不会使劳动者失去本期匹配的机会。在这种情况下，职业流动决策的周期性完全取决于其余各项，尤其是 $\int_{z^r}^{\bar{z}} \left(\frac{\partial W^U(A,z)}{\partial A} - \frac{\partial W^U(A,z^r)}{\partial A} \right) dF(z)$。因此，休息性失业的存在为职业流动决策增添了一种顺周期力量。

现在考察搜寻摩擦对z^r斜率的影响。我们重点讨论更一般的情形$z^r > z^s$，其中包含了上文讨论的额外逆周期力量。为便于进行解析推导，我们考虑前一小节使用的稳态环境，并设定 $\gamma = 1$，使A 和工人的z生产率均为永久性。这使我们能够以封闭形式将工资和劳动力市场紧张度表示为$y(A,z)$ 的函数。随后，我们分析A 发生一次意外且永久性变化对z^r的影响。[103] 为隔离搜寻摩擦的作用，我们将其与以下情形进行比较：

[103]这一方法沿用 Shimer（2005年）、Mortensen 和 Nagypal（2007年），以及 Hagedorn 和 Manovskii（2008年）的做法。由于均衡价值和政策函数仅取决于A 和z，因此，分析一次性生产率冲击后失业期望价值和匹配的联合价值的变化，相当于比较相关稳态下的这些价值

该情形与不存在搜寻摩擦的情形进行比较。在后一情形中，劳动者（当前不改变职业）可以立即与企业匹配，并获得$y(A,z)$的工资。在两种情形中，我们都保留相同的再配置摩擦。令z_c^r 表示不存在搜寻摩擦时的再配置临界值。两种情形的详细内容，包括相应的价值函数以及下述引理的证明，见本附录C.4节。

引理 3. 考虑 A 一次意外的永久性上升。在存在搜寻摩擦时，跨职业求职决策的周期性响应为

$$\frac{dz^r}{dA}=\frac{\beta\int_{z^r}^{\bar{z}}\left(\left(\frac{C_s(A,z)}{C_s(A,z^r)}\right)y_A(A,z)-y_A(A,z^r)\right)dF(z)-(1-\beta)y_A(A,z^r)}{(1-\beta F(z^r))y_z(A,z^r)}, \tag{13}$$

其中，对于 $i=A$，z，有 $y_i(A,z)=\partial y(A,z)/\partial i$，且 $C_s(A,z)=\frac{\beta\lambda(\theta(A,z))}{(1-\beta)(1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z)))}$。无搜寻摩擦时，周期性响应为

$$\frac{dz_c^r}{dA}=\frac{\beta\int_{z_c^r}^{\bar{z}}(y_A(A,z)-y_A(A,z_c^r))dF(z)-(1-\beta)y_A(A,z_c^r)}{(1-\beta F(z_c^r))y_z(A,z_c^r)}. \tag{14}$$

式 (13) 和 (14) 分子中的第一项对应于方程 (12) 中的 $\int_{z^r}^{\bar{z}}\left(\frac{\partial W^u}{\partial A}(A,z)-\frac{\partial W^u}{\partial A}(A,z^r)\right)dF(z)$，而第二项则体现了重新配置所耗时间的机会成本。引理 3 的证明表明，$C_s(A,z)/C_s(A,z^r)$ 随 z 增大而增大，并且在 $z^r=z_c^r$ 处，$dz^r/dA>dz_c^r/dA$。因此，搜寻摩擦也会使跨职业求职决策呈现顺周期性。搜寻摩擦会使重新配置临界值函数更加陡峭，因为在这种情况下，A 上升会同时通过工资和就业匹配概率提高 $W^u(A,z)$。相比之下，在无摩擦情形下，A 上升只会通过工资影响 $W^u(A,z)$（对 $w-b$ 的影响按比例较小），因为工人总是以概率一找到工作。对于 $z>z^r$，$C_s(A,z)/C_s(A,z^r)$ 随 z 增大而增大，这反映出 $y(A,z)$ 对 $W^u(A,z)$ 的影响随 z 增大而增强。事实上，根据引理 3 的证明可得$\frac{\partial W^u}{\partial A}(A,z)/\frac{\partial W^u}{\partial A}(A,z^r)=C_s(A,z)y_A(A,z)/C_s(A,z^r)y_A(A,z^r)>y_A(A,z)/y_A(A,z^r)$，对于 $z>z^r$。

通过考察规划者问题可以进一步获得直觉（详情见 Carrillo-Tudela 和 Visschers，2013）。包络条件意味着，规划者在最优配置下无需改变劳动力市场紧张度

对于每个生产率水平。这是因为在我们的模型中，价值函数和政策函数会立即跃升至其稳态水平，而失业者与就业者在各职业中的分布需要时间调整。

在每个 z 下，对于A 的无穷小变化，仍可获得预期产出的最大净增量。在给定的 z下，这意味着 dA 的增加会产生

$$dW^U(A,z) = \frac{\beta\lambda(\theta(A,z))}{(1-\beta)(1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z)))} y_A(A,z)dA = C_s(A,z)y_A(A,z)dA$$

规划者的预期终身贴现产出也会因此增加。由于我们的经济是约束有效的，A 的变化也会为具有此类z的失业工人带来相同的预期终身贴现收入。

此外，(13) 和 (14) 表明，无论哪种情形，z^r 的周期性都取决于生产函数 y(A, z)，尤其取决于 $z > z^r$ 时 y_A(A, z) $- y_A$(A, z^r) 的符号。在引理 3 的证明中，我们表明，在存在搜寻摩擦时，只要生产函数是模块化的，且 z^r 足够接近 z^s，跨职业搜寻的决定就已经是顺周期的。这是因为，随着 z^r 从上方接近 z^s，跨职业搜寻的机会成本会降低。在休息性失业的情形下，这一机会成本为零。如果 z^r 显著高于 z^s，则生产函数中 A 与 z 之间需要有足够强的互补性，才能使 z^r呈顺周期性。相反，在不存在搜寻摩擦时，生产函数超模块化只是使 z^r 呈现顺周期性的必要条件。

离职 拥有内生离职和职业流动决策的主要方面在于，二者可能会相互作用。具体而言，如果 $z^r > z^s$，工人会进行内生离职，以开展跨职业搜寻，这可能导致 z^r 和z^s 具有相同的周期性行为。例如，在引理3的设定中，A 和工人的 z-生产率均为永久性的，我们在本附录 C.3.2 节末尾表明，dz^s/dA </style}直接取决于dz^r/dA。也就是说，

$$\frac{dz^s(A)}{dA} = -\frac{y_A(A,z^s(A))}{y_z(A,z^s(A))} + \frac{\beta\lambda(\theta(A,z^r(A)))}{1-\beta(1-\delta)+\beta\lambda(\theta(A,z^r(A)))} \frac{y_A(A,z^r(A))}{y_z(A,z^s(A))} \left(1 + \frac{y_z(A,z^r(A))}{y_A(A,z^r(A))} \frac{dz^r(A)}{dA}\right)$$

第二项明确体现了在不存在休息性失业时，离职决策与跨职业搜寻决策之间的相互作用。它捕捉了跨职业搜寻收益的变化，$dR(A)/dA$，并表明z^r 和z^s 可以具有相同的周期性。相反，当$z^s > z^r$时，工人会内生地进入一段休息性失业时期。在这种情况下，$R(A)$ 具有

对分离时失业价值的影响较小。这是因为跨职业求职只会在更远的未来发生，而且只有当劳动者的z生产率恶化到低于z^r时才会发生。因此，休息性失业的存在削弱了顺周期的z^r对z^s的任何反馈。事实上，将上述表达式中的 $\lambda(.) = 0$ 设为零，可得z^s始终是逆周期的。

C.2 劳动者流动

在 BRE 中，就业与失业工人在劳动力市场 (z, x)、职业 o 和就业状态 es 之间的分布 $\mathcal{G}$ 演变，是以下因素的结果：(i) 最优职位发布 θ(.), 工作分离决策 d(.) 以及职业流动决策 ρ(.) 和 $\mathcal{S}$(.); 这些决策均取决于状态向量 $\omega = (A, p, z, x, o)$；以及 (ii) 外生退休概率 μ。为得到失业与就业工人的运动定律，接下来有必要推导每个时期内各阶段 j 的失业与就业工人测度，其中 $j = s, r, m, p$ 分别代表正文所述的分离、再配置、搜寻与匹配以及生产。考虑以下马尔可夫链也很有用：在时期 t，一名人力资本水平为 x_h 的在职工人以概率 $\chi^e(x_{h+1}|x_h)$ 将其人力资本提升至 x_{h+1}，其中 $\chi^e(x_{h+1}|x_h) = 1 - \chi^e(x_h|x_h)$，$x_h < x_{h+1}$，$h = 1, \ldots, H$ 且 $x_H < \infty$。失业期间以概率 $\chi^u(x_{h-1}|x_h)$ 发生人力资本折旧，其中 $\chi^u(x_{h-1}|x_h) = 1 - \chi^u(x_h|x_h)$，$x_h > x_{h-1}$，$h = 1, \ldots, H$。令 $u^j t(z, x_h, o)$ 表示时期 t 阶段 j 开始时，职业 o 中劳动力市场 (z, x_h) 的失业工人测度。类似地，令 $e^j t(z, x_h, o)$ 表示时期 t 阶段 j 开始时，职业 o 中劳动力市场 (z, x_h) 的就业工人测度。

C.2.1 Unemployed Workers

给定初始条件 $(A_0, p0, \mathcal{G}_0^p)$，在下一时期分离阶段开始时，职业 o 中由 (z,x_h) 表征的失业工人数量

is

$$u^s_{t+1}(z,x_h,o)dz = (1-\mu)\left[\chi^u(x_h|x_h)\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} u^p_t(\tilde{z},x_h,o)dF(z|\tilde{z})d\tilde{z} + \chi^u(x_h|x_{h+1})\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} u^p_t(\tilde{z},x_{h+1},o)dF(z|\tilde{z})\right.$$
$$+ \left.\mu\left[\sum_{\tilde{o}=1}^{O}\sum_{\tilde{h}=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\left[u^p_t(\tilde{z},x_{\tilde{h}},\tilde{o}) + e^p_t(\tilde{z},x_{\tilde{h}},\tilde{o})\right]d\tilde{z}\right]\psi_o(\mathbf{1}_{h=1})dF(z).$$

在以未退出劳动力市场为条件时，第一个方括号中的各项表示：上一时期生产阶段处于劳动力市场（˜z, x_h, o）和（˜z, x_{h+1}, o）的失业工人，在 z 和 x_h 冲击发生后立即进入劳动力市场（z, x_h, o）的概率。第二个方括号中的项指的是在本时期开始时，为替代因 μ 冲击而离开的工人而进入经济的工人数量。我们假设工人总数随时间保持不变，因此工人流入量等于流出量。假设新工人以失业状态进入，其 ˜z 从 F(.) 中随机抽取，且人力资本水平 x_1 最低。上述方程考虑了被分配到生产率 z 和职业 o 的流入工人，其中ψ_o 表示流入工人被分配到职业 o 的概率，$\mathbf{1}_{h=1}$ 表示一个示性函数：当劳动力市场（z, x_h）与 x_1 相关联时取值为 1，否则取值为 0。

在分离阶段，一些在职工人将成为失业者。由于假设这些新近失业的工人不参与当前时期的再配置或搜寻与匹配阶段，因此将他们计入生产阶段是方便的。这意味着 $u^s_{t+1}(z,x_h,o)dz = u^r_{t+1}(z,x_h,o)dz$。同样地，在再配置阶段从其他职业转入的那些失业工人也将被计入生产阶段，因为他们同样不参与当前时期的搜寻与匹配阶段。这意味着，在搜寻与匹配阶段开始时，职业 o 中由(z,x_h) 所表征的失业工人数量为

$$u^m_{t+1}(z,x_h,o)dz = (1-\rho(A,p,z,x_h,o))u^r_{t+1}(z,x_h,o)dz.$$

注意到 $(1-\lambda(\theta(A,p,z,x_h,o)))u^m_{t+1}(z,x_h,o)dz$ 工人在搜寻与匹配阶段后仍然处于失业状态，上述关于何时计入职业流动者以及何时计入与其雇主解除关系者的假设意味着，在职业 o 中，具有(z,x_h) 特征的失业工人数量衡量指标在该期间

生产阶段由下式给出

$$u^p_{t+1}(z,x_h,o)dz = (1-\lambda(\theta(A,p,z,x_h,o)))u^m_{t+1}(z,x_h,o)dz + d(z,x_h,o,A,p)e^s_{t+1}(z,x_h,o)dz$$

$$+ (\mathbf{1}_{h=1})\left[\sum_{\tilde{o}\neq o}\sum_{\tilde{h}=1}^{H}\left[\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\rho(\tilde{z},\tilde{x}_h,\tilde{o},A,p)\alpha(s_o(\tilde{z},\tilde{x}_h,\tilde{o},A,p),\tilde{o})u^r_{t+1}(\tilde{z},x_{\tilde{h}},\tilde{o})d\tilde{z}\right]\right]dF(z)\Bigg]. \tag{16}$$

C.2.2 在职工人

接下来，我们将描述在职工人的运动规律。给定初始条件 $(A_0, p0, \mathcal{G}^p_0)$，在下一时期分离阶段开始时，职业 o 中由 $(z、x_h)$ 刻画的在职工人的测度为

$$\begin{aligned} e^s_{t+1}(z,x_h,o)dz &= (1-\mu)\Bigg[\chi^e(x_h|x_h)\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} e^p_t(\tilde{z},x_h,o)dF(z|\tilde{z})d\tilde{z} \\ &+ (\mathbf{1}_{h>1})\chi^e(x_h|x_{h-1})\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} e^p_t(\tilde{z},x_{h+1},o)dF(z|\tilde{z})d\tilde{z}\Bigg]. \end{aligned} \tag{17}$$

在不退出劳动力市场的条件下，方括号内的项表示：上一时期生产阶段中，劳动力市场$(\tilde{z}, x_h, o)$ 和$(\tilde{z}, x_{h-1}, o)$ 中的就业工人在z 和x_h 冲击发生后立即进入劳动力市场(z, x_h, o)的概率。在这种情况下，当劳动力市场(z,x_h) 对应的值为$x_h > x_1$ 时，示性函数 $\mathbf{1}_{h>1}$取值为 1，否则取值为 0。

由于我们将那些在生产阶段与其雇主分离的就业工人计入其中，而就业工人不参与再配置或搜寻与匹配阶段，因此可得$e^s_{t+1}(z, x_h,o)dz = e^r_{t+1}(z, x_h, o)dz = e^m_{t+1}(z, x_h,o)dz$。这意味着，在生产阶段，职业$o$ 中以(z,x_h) 为特征的就业工人的测度为

$$e^p_{t+1}(z,x_h,o)dz = (1-d(z,x_h,o,A,p))e^s_{t+1}(z,x_h,o)dz + \lambda(\theta(\omega))u^m_{t+1}(z,x_h,o)dz, \tag{18}$$

其中最后一项描述了劳动力市场 (z,x_h) 中那些在同一职业中找到工作的失业工人 o。

C.3 竞争性求职模型

在正文所述的模型中，我们外生地将一个职业划分为许多子市场，每一对子市场对应于(z,x)。我们假设，当前生产率为(z, x) 且处于职业o 中的劳动者，只参与该职业中的子市场(z,x) 。现在我们将展示，这种子市场结构可以从遵循 Moen (1997)和 Menzioand Shi (2010) 思想的竞争性搜寻模型中内生地产生。为以最简单的方式展示这一性质，我们聚焦于所有职业具有相同生产率（只有超额流动），且劳动者在一个职业内部仅在其z生产率方面存在差异的情形。这与我们在本附录C.1节中所采用的简化相同。加入职业生产率和职业人力资本方面的差异是一个直接的扩展。关于这一竞争性搜寻模型的完整理论和定量分析，参见我们此前的工作论文 Carrillo-Tudela and Visschers (2013)。

C.3.1 基本设置

与正文一样，我们寻找这样一种均衡：在任何职业中，劳动者和企业的价值函数与决策仅取决于生产率$\omega = (A,z)$ 以及劳动者的就业状态。继 Menzio and Shi (2010) 和 Menzio, Telyukova andVisschers (2016) 之后，我们将分析分为两个步骤。第一步表明，对于当前生产率为z 的工人，至多有一个子市场处于活跃状态。第二步表明，在均衡中，企业将发布工资合同，使得当前生产率为 z 的工人不会发现访问任何其他子市场是最优的，而只会访问为目标生产率为这一水平的工人而开放的子市场。

假设在每个职业中，企业都会公布其承诺遵守的工资合同。对于职业 o 中的每个 z 值，都存在一系列连续的子-˜市场，每个子市场对应一个空缺职位企业可能提供的预期终身价值W。企业在自己选择的子市场中公布合同后，生产率为z 的失业工人（下文称为z 类型工人）可以选择前往哪个合适的子市场。一旦z 类型工人前往其偏好的子市场j，工人和企业便按照规模报酬不变的匹配函

数 m(u$_j$, v$_j$)进行匹配，其中 u$_j$ 是子市场 j 中求职工人的数量，v$_j$ 是在该子市场公布了合同的企业数量。根据上述匹配函数，可以很容易地推导出工人的就业获得率 $\lambda(\theta_j) = m(\theta_j)$ 和职位填补率 $q(\theta_j) = m(1/\theta_j)$，其中劳动市场紧张度定义为 $\theta_j = v_j/u_j$。假设匹配函数以及就业获得率和职位填补率具有以下性质：（i）它们均为二阶可微函数；（ii）在相关定义域内非负；（iii）$m(0,0) = 0$；（iv）$q(\theta)$严格递减；（v） $\lambda(\theta)$严格递增且为凹函数。

我们对均衡路径以外的信念施加两项限制。工人认为，如果他们前往均衡路径上不活跃的子市场，企业会以某种数量出现，使得预期利润为零。企业认为，如果它们在不活跃的子市场发布职位空缺，会有一定数量的工人出现，使得偏离的企业数量在进入与不进入之间无差异。为方便起见，我们假设，即使是单个主体的偏离，也满足零利润条件：粗略而言，人们会认为职位空缺数或失业者数，从而市场紧张度，会调整到使零利润方程成立。

C.3.2 经济主体的问题

工人 考虑在生产阶段开始时，职业o 中生产率为z 的失业工人的价值函数，$W^U(\omega) = b + \beta \mathbb{E}[W^R(\omega')]$。失业价值由本期的失业流量收益$b$，加上下一时期再配置阶段开始时处于失业状态的折现期望价值构成，

$$W^R(\omega') = \max_{\rho(\omega')} \{\rho(\omega')R(\omega') + (1-\rho(\omega'))\mathbb{E}[S(\omega') + W^U(\omega')]\}, \tag{19}$$

其中，当劳动者决定进行再配置时，$\rho(\omega')$ 取值为 1，否则取值为 0；召回R 是再配置的预期价值。在这种情况下，

$$R(\omega) = -c + \sum_{o' \neq o} \int W^U(A', \tilde{z}) \frac{dF(\tilde{z})}{O-1}.$$

劳动者留在当前职业并继续求职的预期价值为 $\mathbb{E}[S(\omega') + W^U(\omega')]$。在这种情况下，$W^U(\omega') = \mathbb{E}[W^U(\omega')]$ 描述了The

未能找到工作的预期价值，而 $S(\omega')$ 概括了找到一份新工作的预期附加价值。重新配置决策体现为在 $R(\omega')$ 与当前职业中求职的预期收益之间作出选择。

为推导 $S(.)$，注意到 $\lambda(\theta(\omega,W^f))$ 表示类型为z 的劳动者在与承诺价值W^f和市场紧张度 $\theta(\omega)$相关联的子市场中遇到一家企业f 的概率。此外，令 $\alpha(W^f)$ 表示访问此类子市场的概率。对于z给定时企业在均衡中提供的承诺价值集合 $\mathcal{W}$，劳动者只会以正概率访问那些相关W^f 满足以下条件的子市场：

$$W_f \in \arg\max_{\mathcal{W}} \lambda(\theta(\omega', W_f))(W_f - W^U(\omega')) \equiv S(\omega'). \tag{20}$$

当集合 $\mathcal{W}$ 为空时，找到工作的预期增加值为零，劳动者对访问任何子市场都无差异。

现在考虑生产阶段开始时，在当前价值为 $\tilde{W}^f(\omega)$ 的合同中，一名生产率为 z 的在职工人的价值函数。与之前类似的论证表明，

$$\tilde{W}_f(\omega) = w_f + \beta\mathbb{E}\left[\max_{d(\omega')}\{(1-d(\omega'))\tilde{W}_f(\omega') + d(\omega')W^U(\omega')\}\right], \tag{21}$$

其中，当 $\tilde{W}^f(\omega') \geq W^U(\omega')$ 时，$d(\omega')$ 取值为 δ，否则取值为 1。在方程（21）中，企业 f 的工资支付 w^f 取决于状态 ω，而第二项描述了劳动者在下一时期的分离阶段辞职进入失业状态的选择权。注意，$W^U(\omega') = \mathbb{E}[W^U(\omega')]$，因为发生分离的劳动者必须在该时期剩余时间内保持失业状态；而 $\tilde{W}^f(\omega') = \mathbb{E}[\tilde{W}^f(\omega')]$，因为匹配将在分离阶段之后得以保留。

企业 考虑一家f 职业o中的企业，目前雇用了一名生产率为z 的劳动者，并已向其承诺价值为 $\tilde{W}^f(\omega) \geq W^U(\omega)$。注意到该企业的状态空间与劳动者的状态空间相同，均由 ω 给出，该企业的预期终身贴现利润可以递归地描述为

$$J(\omega;\tilde{W}_f(\omega)) = \max_{w_f,\tilde{W}_f(\omega')}\left\{y(A,z) - w_f + \beta\mathbb{E}\left[\max_{\sigma(\omega')}\left\{(1-\sigma(\omega'))J(\omega';\tilde{W}_f(\omega')) + \sigma(\omega')\tilde{V}(\omega')\right\}\right]\right\}, \tag{22}$$

其中 $\sigma(\omega')$ 在$J(\omega';\ \tilde{W}^f(\omega')) \geq \tilde{V}(\omega')$ 时取值为 δ，否则取值为 1；$\tilde{V}(\omega') = \max\{V(\omega'),0\}$ 而$V(\omega')$ 表示一个

在下一时期开始时职业o 中尚未填补的空缺职位。因此，式（22）考虑到企业可以决定将其空缺职位面向同一职业中生产率不同的工人，或者撤回该空缺职位、不再参与经济活动，并获得零利润。

式（22）中的第一个最大化针对工资支付 w^f 以及向劳动者承诺的终身效用 $\tilde{W}^f(\omega')$。第二个最大化指的是企业的解雇决策。式（22）的解由此给出匹配期间的工资支付（针对 ω 的每种实现，对所有t均如此）。这些工资反过来决定关系存续期间任意时点的预期终身利润，重要的是，也决定关系开始时的预期终身利润$\tilde{}$，此时向劳动者承诺的价值为W^f。

方程（22）受以下约束：今天支付的工资与明天的承诺价值之和必须等于今天的承诺价值 $\tilde{W}^f(\omega)$，根据方程（21）。此外，工人辞职而进入失业状态的选择，以及企业解雇工人的选择，意味着以下参与约束

$$\left(J(\omega';\tilde{W}_f(\omega')) - \tilde{V}(\omega')\right) \geq 0 \quad \text{and} \quad \left(\tilde{W}_f(\omega') - W^U(\omega')\right) \geq 0. \tag{23}$$

现在考虑一家在职业 o 中发布空缺职位的企业。已知成本 k 以及 ω，企业必须选择将哪些失业工人作为目标。具体而言，对于$\tilde{}$每个 z，企业都必须决定发布哪个 W^f，同时考虑相应的职位填补概率 $q(\theta(\omega, \tilde{W}^f))$。这一概率概括了其他企业的定价行为以及工人的访问策略。与上述推导相同，针对生产率为 z 的工人发布空缺职位的预期价值满足贝尔曼方程

$$V(\omega) = -k + \max_{\tilde{W}_f} \left\{ q(\theta(\omega, \tilde{W}_f))J(\omega, \tilde{W}_f) + (1 - q(\theta(\omega, \tilde{W}_f)))\tilde{V}(\omega) \right\}. \tag{24}$$

我们假设，在任何职业中，企业都可以自由进入并发布职位空缺。这意味着，对于能够产生 $\theta(\omega, \tilde{W}^f) > 0$ 的 $\omega = 0$ and $\tilde{W}^f$，$V(\omega) = 0$ and $\tilde{W}^f$；而对于所有能够产生 $\theta(\omega, \tilde{W}^f) \leq 0$ 的 ω 和 $\tilde{W}^f$，$V(\omega) \leq 0$。在前一种情况下，自由进入条件于是将式 (24) 简化为 $k = \max_{\tilde{W}^f} q(\theta(\omega, \tilde{W}^f))J(\omega, \tilde{W}^f)$。

C.3.3 内生市场分割

我们现在证明，如果与类型为 z的劳动者形成生产性匹配能够带来正收益，那么企业会提供唯一的 $\tilde{W}^f$，其对应的市场紧张度为 $\tilde{\theta}(A,z)$，在

匹配阶段。这意味着，对于给定的z ，只有一个子市场会开放，而生产率为z 的工人会最优地选择在这样的子市场中求职。考虑一个z值。对于任意承诺价值W^E，匹配的联合价值定义为$W^E + J(A、z、W^E) \equiv \tilde{M}(A、z、W^E)$。引理 4 表明，在风险中性条件下，工作匹配的价值在W^E 中保持不变，而J 随着W^E以一比一的幅度下降。

引理 *4*。联合价值 $\tilde{M}(A, z, W^E)$ 在 $W^E \geq W^U(A, z)$ 上为常数，因此我们可以在此定义域上唯一地定义 $M(A, z)$ def $= \tilde{M}(A, z, W^E)$，$\forall M(A, z) \geq W^E \geq W^U(A, z)$。此外，$J_W(A, z, W^E) = -1$，$\forall M(A, z) > W^E > W^U(A, z)$。

引理 4 的证明见 C.4.4 节。该证明的关键在于企业能够向工人提供跨期工资转移，使工作匹配的价值不受（初始）承诺价值的影响。请注意，引理 4 意味着，对于满足 z 值且 $M(A, z) - W^U(A, z) \leq 0$ 的情况，没有企业会发布职位空缺。引理 5 接下来表明，对于给定的 z，若 $M(A, z) - W^U(A, z) > 0$，企业~在匹配阶段会提供唯一的W^f，并且与之对应的 θ 是唯一的。

引理5。 如果职位填补率在 θ 中的弹性弱负，则存在唯一的 $\theta^*(A, z)$ 和 $W^*(A, z)$，它们满足 （20），并以（24） 为条件。

引理5的证明也见C.4.4节。当$q(\theta)$ 为对数凹函数时，岗位填补率相对于 θ 的弹性非正这一要求会自动得到满足，柯布-道格拉斯匹配函数和瓮球匹配函数即属于这种情况。这两个匹配函数都意味着，就业获得率和职位填补率具有引理5中所描述的性质，因而保证~存在唯一的一对W^f、θ。考虑柯布-道格拉斯匹配函数，因为它意味着一个恒定的$\varepsilon_{q、\theta}(\theta)$。用 η 表示就业获得率相对于 θ的（恒定）弹性，我们根据 Hosios（1991）规则得到了众所周知的剩余分配

$$\eta(W^E - W^U(A,z)) - (1-\eta)J(A,z,W^E) = 0. \tag{25}$$

~由于对于z 的每个取值，在匹配阶段最多提供一个W^f，因此，当$S(A、z) > 0$ 时，失业工人的访问策略是以概率 1 访问与 $\tilde{W}^f$ 相关联的子市场，并随机访问任意一个子

市场，或者根本不访问任何子市场。当$S(A、z) = 0$ 时。令 $\tilde{W}_f^z$ 表示均衡中向生产率为z 的工人提供的唯一期望值。

最后一步是验证：如果允许企业发布合同菜单，为每个z 规定不同的期望值，那么上述均衡配置和收益便可在这一更一般的设定中得以维持。为证明这一点，我们在加入内生再配置的基础上，紧密沿用 Menzio and Shi (2010) 的方法。由于再配置的期望值R 在不同z生产率下均为常数，因此不难验证，Menzio and Shi (2010) 中的证明在此同样适用。

直观而言，考虑一种 BRE，其中希望只吸引类型为z 的工人的企业，会向任何类型为z 或更高的工人提供预期价值为W_f^z的合同，如上文所推导；而对于类型较低的工人，企业提供的合同预期˜价值严格低于这些类型的失业价值。由于W_f^z和 θ^z 在这一候选均衡中随z递增，这意味着只有类型为z 的工人才会访问这些企业。为了证明这对企业确实是最优的，首先考虑这样一种偏离：企业开设一个新的子市场，通过提供预期价值W^z 和W^z，吸引类型分别为ˆz 和ˆz 的工人。不失一般性，假设企业与类型为z 的工人匹配时获得的利润高于与类型为ˆz的工人匹配时的利润。接下来考虑另一种偏离：企业开设一个子市场，只通过提供W^z 来吸引类型为z 的工人，并向其他任何工人类型提供失业价值。根据非均衡路径信念，这种替代性偏离对应着更高的市场紧张度，因此相比原先的偏离，它更能吸引类型为z 的工人前来访问。也就是说，如果存在一种严格有利可图的偏离，使得多个类型访问同一个子市场，那么总会存在另一种严格更有利可图的偏离，其中子市场仅由一种类型访问。然而，引理5表明，后一种偏离不可能存在，因此在均衡中，也不可能存在多个类型访问同一个子市场的有利可图偏离。

C.4 Proofs

定义 块递归均衡（BRE）是一组价值函数$W^U(\omega)$、$W^E(\omega)$、$J(\omega)$、工人的政策函数$d(\omega)$、 $\rho(\omega)$、 $\mathcal{S}(\omega)$、企业的政策

函数 $\sigma(\omega)$、市场紧张度函数 $\theta(\omega)$、工资 $w(\omega)$、所有职业中A、p、z 和x 的运动规律，以及失业与就业劳动者在所有职业之间分布的运动规律，使得：*(i)* 价值函数和决策规则遵循正文中方程 (1)-(5) 所述的企业与劳动者问题；*(ii)* 劳动力市场紧张度 $\theta(\omega)$ 与每个劳动力市场上的自由进入相一致，其中，在存在正的事后利润的劳动力市场上，零预期利润决定了 $\theta(\omega)$ ； $\theta(\omega) = 0$ 否则；*(iii)* 工资满足正文中的方程 (6)；*(iv)* 劳动者流动方程根据上述政策函数和外生离职，将劳动力市场和职业上的失业者与就业者的初始分布分别映射为下一时期劳动力市场和职业上的失业者与就业者分布。

命题2 给定$F(z'|z) < F(z'|\tilde{z})$ 对所有z、z'，当$z > \tilde{z}$时：(i) 存在一个 BRE，且它是唯一的均衡；(ii) BRE 具有限制效率。

C.4.1 命题2的证明

我们将证明分为两部分。在第一部分中，我们通过推导算子T，证明它是一个压缩映射，然后验证由T 的不动点得到的候选均衡函数满足所有均衡条件，从而证明均衡的存在性。第二部分证明均衡的效率。

C.4.1.1 存在性

步骤 ***1***： 令 $M(\omega) \equiv W^E(\omega) + J(\omega)$ 表示匹配的价值。我们要证明价值函数 $M(\omega)$、$W^U(\omega)$ 和 $R(\omega)$ 存在。这会导出一个三维不动点问题。因此，定义算子 T 很有用，该算子将价值函数 $\Gamma(\omega, n)$（其中 $n = 0$、1、2）映射到相同的函数空间，使得

$\Gamma(\omega,0) = M(\omega), \Gamma(\omega,1) = W^U(\omega), \Gamma(\omega,2) = R(\omega)$ and

$$T(\Gamma(\omega,0)) = y(A,p_o,z,x) + \beta\mathbb{E}_{\omega'}\Big[\max_{d^T}\{(1-d^T)M(\omega') + d^T W^U(\omega')\}\Big],$$

$$T(\Gamma(\omega,1)) = b + \beta\mathbb{E}_{\omega'}\Big[\max_{\rho^T}\{\rho^T R(\omega') + (1-\rho^T)(D^T(\omega') + W^U(\omega'))\}\Big],$$

$$T(\Gamma(\omega,2)) = \max_{\mathcal{S}(\omega)}\Big(\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^-}\alpha(s_{\tilde{o}}^T)\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} W^U(\tilde{z},x_1,\tilde{o},A,p)dF(\tilde{z}) + (1-\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^-}\alpha(s_{\tilde{o}}^T))[b+\beta\mathbb{E}_{\omega'}R(\omega')] - c\Big),$$

wh其中，后一个最大化受约束于$s_o \in [0,1]$ 和 $\sum_{o\in\mathbf{O}^-} s_o = 1$，并且

$$D^T(\omega') \equiv \lambda(\theta(\omega'))(1-\eta)\Big(M(\omega') - W^U(\omega')\Big), \text{ with } \theta(\omega') = \left(\frac{\eta(M(\omega') - W^U(\omega'))}{k}\right)^{\frac{1}{1-\eta}}. \tag{26}$$

引理 A.1： T 是一个（i）定义良好的算子，将有界连续函数构成的闭空间 $\mathcal{E}$ 映射到 $\mathcal{E}$；（ii）它是一个压缩映射。

首先，我们证明算子 T 将有界连续函数映射为有界连续函数。设 $W^U(\omega)$、$R(\omega)$ 和 $M(\omega)$ 为有界连续函数。由此可知，$\lambda(\theta(\omega))$ 和 $D(\omega)$ 是连续函数。同样可知，$\max\{M(\omega)、W^U(\omega)\}$ 以及 $\max\{R(\omega)、D(\omega) + W^U(\omega)\}$ 是连续的。此外，由于 $\mathcal{S}$ 的约束集是紧值的，且不依赖于 ω，函数 $\alpha(.)$ 是连续的，并且连续函数 W^U 的积分也是连续的，因此最大值定理表明，该表达式

$$\max_{\mathcal{S}(\omega)}\Big(\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^-}\alpha(s_{\tilde{o}}^T)\int_{\underline{z}}^{\overline{z}} W^U(\tilde{z},x_1,\tilde{o},A,p)dF(\tilde{z}) + (1-\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^-}\alpha(s_{\tilde{o}}^T))[b+\beta\mathbb{E}_{\omega'}R(\omega')] - c\Big) \tag{27}$$

是连续的。因此，T 将连续函数映射为连续函数。此外，由于 ω 的定义域是有界的，且 $\alpha(.)$ 和 $\lambda(.)$ 在有界定义域上有界，T 将有界连续函数空间映射到其自身。

其次，我们证明T定义了一个压缩映射。考虑两个函数 $\Gamma, \Gamma' \in \mathcal{E}$，使得 $\|\Gamma - \Gamma'\|_{\sup} < \varepsilon$。由此可得 $\|W^U - W^{U\prime}\|_{\sup} < \varepsilon$, $\|R - R'\|_{sup} < \varepsilon$以及 $\|M - M'\|_{\sup} < \varepsilon$，其中$W^U$、$R$ 和M 是上述定义的 Γ 的一部分。我们首先证明

$$\|D + W^U - D' - W^{U\prime}\|_{sup} < \varepsilon, \tag{28}$$

当函数元组舞蹈 和舞蹈′由(M, W^U)以及$(M', W^{U\prime})$ 分别推导而来时-

.....。为此，不失一般性，考虑在给定的 ω 下，$\mathrm{M}(\omega) - \mathrm{W}^{U}(\omega) > \mathrm{M}'(\omega) - \mathrm{W}^{U\prime}(\omega)$ 的情形。将 $\mathrm{D}(\omega)$ 写作 $\mathrm{D}(\mathrm{M}(\omega) - \mathrm{W}(\omega))$，以明确 D 对 M 和 W 的依赖关系。为简化记号，在这部分证明中省略对 ω 的依赖，并进一步将 $\mathrm{W}^{U} = \mathrm{W}$ 简写为 W。从 $\mathrm{M} - \mathrm{W} > \mathrm{M}' - \mathrm{W}'$ 可得，$\varepsilon > \mathrm{W}' - \mathrm{W} \geq \mathrm{M}' - \mathrm{M} > -\varepsilon$。构造 $\mathrm{M}'' = \mathrm{W}' + (\mathrm{M} - \mathrm{W}) > \mathrm{M}'$ 和 $\mathrm{W}'' = \mathrm{M}' - (\mathrm{M} - \mathrm{W}) < \mathrm{W}'$。方程（26）表明，$\mathrm{D}(\mathrm{M} - \mathrm{W}) + \mathrm{W}$ 随 M 和 W 增大。为验证这一点，固定 M 并注意到

$$\frac{d(D(M-W)+W)}{dW} = -\lambda(\theta(.)) + 1 \geq 0 \tag{29}$$

由于 舞蹈(舞蹈$(M - W))$/舞蹈$(M - W) = \lambda$ 且 $\lambda \in [0,1]$，其中 (29) 中的不等式在 $\lambda \in [0,1)$ 时为严格不等式，在 $\lambda = 1$ 时为弱不等式。因此可得

$$\begin{aligned} -\varepsilon < D(M' - W'') + W'' - D(M-W) - W &\leq D(M' - W') + W' - D(M-W) - W \\ &\leq D(M'' - W') + W' - D(M-W) - W < \varepsilon \end{aligned}$$

其中$\mathrm{D}(\mathrm{M}' - \mathrm{W}'') = \mathrm{D}(\mathrm{M} - \mathrm{W}) = \mathrm{D}(\mathrm{M}'' - \mathrm{W}')$根据建筑业成立。注意，外部不等式成立是因为$\mathrm{M} - \mathrm{M}' > -\varepsilon$ 且$\mathrm{W}' - \mathrm{W} < \varepsilon$。鉴于 D、M 和 W 在紧致定义域上是有界连续函数，且上述关系对每个 ω 都成立，因此必有 $\|\mathrm{D} + \mathrm{W}^{U} - \mathrm{D}' - \mathrm{W}^{U\prime}\|_{\sup} < \varepsilon$。由于$\|\max\{\mathrm{a},\mathrm{b}\} - \max\{\mathrm{a}',\mathrm{b}'\}\| < \max\{\|\mathrm{a} - \mathrm{a}'\|, \|\mathrm{b} - \mathrm{b}'\|\}$，只要取最大值的各项在绝对值上变化不超过 ε，最大值就不会变化超过 ε，因此可推出 $\|\mathrm{T}(\Gamma(\omega,\mathrm{n})) - \mathrm{T}(\Gamma'(\omega,\mathrm{n})\| < \beta\varepsilon$ 对所有 ω 均成立；$\mathrm{n} = 0, 1$。

为证明 $\|T(\Gamma(\omega,3)) - T(\Gamma'(\omega,3)\| < \beta\varepsilon$ 对所有 ω，略微滥用记号，定义 $TR(\omega, \mathcal{S})$ 为

$$\begin{aligned} TR(\omega,\mathcal{S}) = \sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^{-}} \alpha(s_{\tilde{o}}(\omega)) \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} \Big[b + \beta\mathbb{E}_{\omega'} \Big[\max_{\rho^T} \{\rho^T R(\omega') + (1-\rho^T)(D^T(\omega') + W^{U}(\omega'))\} \Big] \Big] dF(\tilde{z}) \\ + (1 - \sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}^{-}} \alpha(s_{\tilde{o}}(\omega)))[b + \beta\mathbb{E}_{\omega'} R(\omega')] - c. \end{aligned} \tag{30}$$

令 $\mathcal{S}_{*}(\omega) = \{s_1^{*}、\ .....、\ s_{o-1}^{*}、\ s_{o+1}^{*}、\ .....、\ s_{\mathrm{O}}^{*}\}$ 为 ω 处 TR 的最大化解，且 $\mathcal{S}_{*}'(\omega)$ 为 TR' 的最大化解。不失一般性，假设 $TR(\omega、\ \mathcal{S}) > TR'(\omega、\ \mathcal{S}')$。由于我们的

先前的论证表明

$$\| \Big[\max_{\rho} \{\rho R + (1-\rho)(D + W^{U})\} \Big] - \Big[\max_{\rho} \{\rho R' + (1-\rho)(D' + W')\} \Big] \|_{sup} < \beta\varepsilon$$

因此可得 $\|\mathrm{TR}(\omega、\ \mathcal{S}_*) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*)\|_{sup} < \beta\varepsilon$。此外，由于 $\mathrm{TR}(\omega、\ \mathcal{S}_*) > \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*^{'}) > \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*)$，我们有 $0 < \mathrm{TR}(\omega、\ \mathcal{S}_*) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*) < \beta\varepsilon$。利用后一个不等式可得 $0 < \mathrm{TR}(\omega、\ \mathcal{S}_*) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*^{'}) + \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*^{'}) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*) < \beta\varepsilon$，并注意到 $\mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*^{'}) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*) > 0$，因此可得 $0 < \mathrm{TR}(\omega、\ \mathcal{S}_*) - \mathrm{TR}'(\omega、\ \mathcal{S}_*^{'}) < \beta\varepsilon$。最后一步对所有 ω 均成立，因此这意味着 $\|\mathrm{T}(\Gamma(\omega,\ 3)) - \mathrm{T}(\Gamma'(\omega,\ 3)\|_{sup} < \beta\varepsilon$，从而算子 T 是压缩映射，并具有唯一不动点。

步骤 2（关联映射 T 与 BRE 对象）：根据不动点函数 $\mathrm{M}(\omega)$、$\mathrm{W}^{U}(\omega)$ 和 $\mathrm{R}(\omega)$，定义函数 $\mathrm{J}(\omega) = \max\{(1-\zeta)[\mathrm{M}(\omega) - \mathrm{W}^{U}(\omega)], 0\}$，并根据 $0 = \mathrm{V}(\omega) = -\mathrm{k} + \mathrm{q}(\theta(\omega))\mathrm{J}(\omega)$ 定义函数 $\theta(\omega)$ 和 $\mathrm{V}(\omega)$。同时定义 $\mathrm{W}^{E}(\omega) = \mathrm{M}(\omega) - \mathrm{J}(\omega)$，若 $\mathrm{M}(\omega) > \mathrm{W}^{U}(\omega)$；并定义 $\mathrm{W}^{E}(\omega) = \mathrm{M}(\omega)$，若 $\mathrm{M}(\omega) \leq \mathrm{W}^{U}(\omega)$。最后，在给定其他所有函数的情况下，使用正文中的纳什讨价还价方程，定义 $\mathrm{d}(\omega) = \mathrm{d}^{T}(\omega)$、$\sigma(\omega) = \sigma^{T}(\omega)$、$\rho(\omega) = \rho^{T}(\omega)$、$\mathcal{S}(\omega) = \mathcal{S}\mathrm{T}(\omega)$，以及导出的 $\mathrm{a}\ \mathrm{w}(\omega)$。

给定 $1-\zeta = \eta$，并且假设工人与企业之间的工作分离决策一致——由于只有当根据$M(\omega)$ 和$W^{U}(\omega)$判断这样做在双边上有效率时，匹配才会被解散，因此这些决策确实一致——那么正文中的方程 (5) 和 (6)（描述$J(\omega)$ 和剩余分享）便得到满足。此外，正文中的方程 (3)（描述$W^{E}(\omega)$）按构造得到满足，$\theta(\omega)$ 满足自由进入条件，而$w(\omega)$ 满足正文中的方程 (6)。因此，所构造的价值函数和决策规则满足均衡的所有条件；由此隐含的就业与失业工人分布的演变也满足均衡条件。

唯一性可通过采用相反方向的相同步骤并使用反证法得出。假设 BRE 不唯一，那么就存在另一组满足所有均衡条件的函数。根据这些条件构造 $\hat{}M$、$\hat{}W^{U}$ 和 $\hat{}R$。由于在任何均衡中，工作分离决策都必须是双边有效的，而职业流动决策（ρ 和 $\mathcal{S}$）已由T表示，因此 $\hat{}M$、$\hat{}W^{U}$ 和 $\hat{}R$ 必定是T的不动点，这与唯一性相矛盾

Banach 不动点定理所确立的不动点的唯一性。因此，BRE 唯一。

C.4.1.2 效率

社会计划者目前处于生产阶段，通过选择工作分离决策 $d(.)$、职业流动决策 $\rho(.)$ 以及 $\mathcal{S}(.)$，以及对所有职业 $o \in O$ 中的每一对 (z,x_h)，在任意时期 t选择职位空缺创造决策 $v(.)$，从而最大化总折现产出。计划者选择的第一个关键方面是，这些选择可能取决于整个状态空间$\Omega^j = \{z、x、o、A、p、\mathcal{G}^j\}$，并且针对时期内的四个阶段 $j = s、r、m、p$（分离、再配置、求职与匹配、生产）以及工人的就业状态分别如此，因此其最大化问题可表示为

$$\max_{\{d(\Omega^s),\rho(\Omega^r),\mathcal{S}(\Omega^r),v(\Omega^m)\}} \mathbb{E}\sum_{t=0}^{\infty}\Bigg(\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\beta^t\left[u_t^p(z,x_h,o)b + e_t^p(z,x_h,o)y(A_t,p_{o,t},z,x_h)\right]dz \tag{31}$$

$$-\sum_{o'=1}^{O}\sum_{h'=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\beta^{t+1}\Big[c\rho(z',x'_h,o',A_{t+1},p_{t+1},\mathcal{G}^r_{t+1})u^r_{t+1}(z',x'_h,o')$$

$$+ kv_{t+1}(z',x'_h,o',A_{t+1},p_{t+1},\mathcal{G}^m_{t+1})\Big]dz'\Bigg),$$

服从初始条件 $(A_0,p0,\mathcal{G}_0^p)$、附录 C.2 节中描述的失业与就业劳动者的运动规律（决策规则对应的状态空间为 Ω^j），以及选择变量 $\rho(.)$ 和 $d(.)$ 为 $[0,1]$, 中的连续变量，因为规划者可以决定劳动力市场 (z,x_h) 中有一定比例的劳动者离职或转换职业。

请注意，隐含地，社会规划者在跨职业求职技术方面受到约束：对于职业 $o \in O$中的个人而言，规划者面临相同的限制，即可用于从职业 $\tilde{o} \neq o$获取z生产率的时间比例受到限制。具体而言，$s_{\tilde{o}}(.) \in [0,1]$, $\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}_o^-} s_{\tilde{o}}(.) = 1$和$\sum_{\tilde{o}\in\mathbf{O}_o^-}\alpha(s_{\tilde{o}}(.),o) \leq 1$, 其中$\mathbf{O}_o^-$表示相对于$o$的剩余职业集合。后一记号强调，与分散决策问题中一样，一旦作出职业流动决策，就无法从离职职业中获得新的z生产率。

将规划者问题改写为递归形式，即映射T^{SP}的不动点，并用撇号表示下一时期的值，可得

$$T^{SP}W^{SP}(\Omega^p) = \max_{\substack{\{d(\Omega^{s'}),\rho(\Omega^{r'}),\\ \mathcal{S}(\Omega^{r'}),v(\Omega^{m'})\}}} \sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}(u^p(z,x_h,o)b + e^p(z,x_h,o)y(A,p_o,z,x_h))dz$$

$$+\beta\mathbb{E}_{\Omega^{s\prime}|\Omega^p}\left[-\left(c\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\rho(\Omega^{r'})u^{r\prime}(z',x_h',o)dz' + k\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}v(\Omega^{m'})dz'\right) + W^{SP}(\Omega^{p\prime})\right], \tag{32}$$

受上述相同限制的约束。我们的目标是证明，该映射是一个将函数映射$W^{SP}(.)$从关于分布 $\mathcal{G}^p$ 呈线性的函数空间映射到其自身的压缩映射，使得

$$W^{SP}(\Omega^p) = \sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\Big(u^p(z,x_h,o)W^{u,SP}(\omega) + e^p(z,x_h,o)M^{SP}(\omega)\Big)\,dz, \tag{33}$$

对于某些函数 $W^{u,SP}(\omega)$ 和 $M^{SP}(\omega)$，其中 $\omega = (z、x_h、o、A、p)$，以及 $u^p(.)$ 和$e^p(.)$ 均由 $\mathcal{G}^p$ 隐含。

在本附录的 C.2 节中，我们将生产阶段下一时期的失业工人数量 $u^{p'}$ 分解为三个加总项（见方程（16））。第一项指的是那些在匹配中未成功的失业工人，其原因要么是未能在其子市场中找到已发布的空缺职位，要么是规划者选择不在其子市场中发布空缺职位。第二项指的是那些与就业分离、因而在该时期内无法进入搜寻与匹配阶段的工人。第三项指的是那些改变职业、从其他市场进入子市场(z, x_h, o)，并在该时期内无法进入搜寻与匹配阶段的工人。同样地，我们将生产阶段下一时期的就业工人数量分解为两个加总项（见方程（18））。第一项指的是在此前分离阶段后仍留在就业中的人员，而第二项指的是新招聘的人员。给定一个关于 $W^{SP}(\Omega^{p'})$ 且关于 $\mathcal{G}^p$呈线性的延续价值函数，如方程（33）所示，我们现在证明，也可以将方程（32）中的表达式分解为不同的加总组成部分。

首先考虑那些有资格参与搜寻与匹配阶段的失业工人。注意，匹配技术意味着 $v(\Omega^m) =$

$\theta(\Omega^{m})(1-\rho(\Omega^{r}))u^{m}(z,x_{l},o)$。因此，我们可以将方程（32）中的计划者选择视为 $\theta(\Omega^{m'})$，而非 $v(\Omega^{m'})$。接下来，我们分离出$W^{SP}(\Omega^{p'})$中涉及经历了搜寻与匹配阶段的工人的项：失业工人流动方程（16）的第一项，以及就业工人流动方程（18）的第二项。然后，我们将这些项与（32）中的职位空缺发布成本合并。注意到$u^{m}(\Omega^{m'})$的依赖关系体现了计划者在前一再配置阶段所作职业流动决策可能存在的依赖关系，因此我们可以将映射（32）中涉及 $\theta(\Omega^{m'})$ 的项表示为

$$\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}u^{m\prime}(\Omega^{m'})\Big\{-k\theta(.)+\lambda(\theta(.))M^{SP}(\omega')+(1-\lambda(\theta(.))W^{u,SP}(\omega')\Big\}dz'. \tag{34}$$

注意，根据逆向归纳，规划者对 $\theta(\Omega^{m'})$ 的最优决策使（34）最大化。当延续价值如（33）所示为线性时，花括号内的各项只取决于 ω'，因此，相对于 θ 最大化意味着最优的 $\theta(\omega')$。利用这一结果，我们令$W^{m},^{SP}(\omega')$ 表示（34）中花括号内各项最大化后的总和。

接下来，考虑规划者已决定在不同职业之间重新配置的工人所做的跨职业搜寻方向选择。以下表达式概括了式（32）中涉及这一选择的各项，

$$\sum_{o'}\sum_{h'=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\Big[u_{t+1}^{r}(\Omega^{r'})\rho(\Omega^{r'})\Big\{\sum_{\hat{o}\neq o'}\alpha(s_{\hat{o}}(.),o')\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\Big[W^{u,SP}(\hat{z},x_{1},\hat{o},A',p')\Big]dF(\hat{z})$$
$$+(1-\sum_{\hat{o}\neq o'}\alpha(s_{\hat{o}}(.),o'))[b+\beta\mathbb{E}_{\omega''}R^{SP}(\omega'')]\Big\}\Big]dz', \tag{35}$$

其中，我们运用了 z生产率过程的性质，改变了积分次序，使其对应于流量方程 (16) 的第三项，并对下一时期的所有生产阶段状态进行了积分。由于我们允许先前的决策取决于整个状态空间，因此 $\mathrm{u}_{t+1}^{r}(.)$ 和 $\rho(.)$ 写成 $\Omega^{r'}$ 的函数，因为它们可能取决于分布 $\mathcal{G}^{r}$。不过请注意，(35) 中花括号内的项可以针对每个 $(\mathrm{z}', \mathrm{x}_{h}', \mathrm{o}')$ 分别最大化，因此可以概括为 $\mathrm{R}^{gross},^{SP}(\omega') = \mathrm{R}^{SP}(\omega') - \mathrm{c}$，而搜寻强度决策 $\mathcal{S}(.)$ 的解向量为 $\{\mathrm{s}(\omega', \tilde{}\mathrm{o})\}$。

注意到$u^s(.) = u^r(.)$ 以及$u^m(.) = (1-\rho(.))u^r(.)$ （见本附录第 C.2 节），上述结果意味着我们可以将方程（32）第二行的项表示为

$$\beta \mathbb{E}_{\Omega^{s\prime}|\Omega^p}\Bigg[\Bigg(\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\Big[u^{s\prime}(z',x_h',o)\Big\{\rho(.)R^{SP}(\omega')+(1-\rho(.))W^{m,SP}(\omega')\Big\} \tag{36}$$
$$+e^{s\prime}(z',x_h',o)\Big\{(1-d(.))M^{SP}(\omega')+d(.)W^{u,SP}(\omega')\Big\}\Big]dz\Bigg)\Bigg],$$

因此，最大化决策 $\rho(.)$ 和 $d(.)$ 也是 ω' 的函数，因为这些是花括号内唯一的其他依赖项。

最后，根据冲击过程的性质，注意到 $u^s_{t+1}(.)$ 和 $e^s_{t+1}(.)$是 $u^p(.)$ 和 $e^p(.)$的线性函数，如本附录 C.2 节中的方程 (15) 和 (17) 所示。这意味着我们可以将 $T^{SP}W^{SP}(\Omega^p)$ 表示为

$$T^{SP}W^{SP}(\Omega^p)=\sum_{o=1}^{O}\sum_{h=1}^{H}\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\Big[TW^{U,SP}_{max}(z,x_h,o,A,p)u(z,x_h,o)+TM^{SP}_{max}(z,x_h,o,A,p)e(z,x_h,o)\Big]dz, \tag{37}$$

其中$TW^{U\,SP}_{max}$，由下式给出

$$TW^{U,SP}_{max}(\omega)=\max_{\rho(\omega'),\theta(\omega')}\Bigg\{b+\beta\mathbb{E}_{\omega'|\omega}\Bigg[\rho(\omega')\Big(\int_{\underline{z}}^{\overline{z}}\max_{\mathcal{S}(\to')}\Big[\sum_{\tilde{o}\neq o}\alpha(s_{\tilde{o}}(\omega',o))W^{U,SP}_{max}(\tilde{z},x_1,\tilde{o},A',p')dF(\tilde{z})$$
$$+(1-\sum_{\tilde{o}\neq o}\alpha(s_{\tilde{o}}(\omega',o)))[b+\beta\mathbb{E}_{\omega''|\omega'}R^{U,SP}_{max}(\omega'')\Big]-c\Big) \tag{38}$$
$$+(1-\rho(\omega'))\Big[\lambda(\theta(\omega'))(M^{SP}_{max}(\omega')-W^{U,SP}_{max}(\omega'))-\theta(\omega')k+W^{U,SP}_{max}(\omega')\Big]\Big]\Bigg\},$$

且 TM^{SP}_{max} 由

$$TM^{SP}_{max}(p,x,z)=\max_{d(\omega')}\Bigg\{y(z,x_h,A,p_o)+\beta\mathbb{E}_{\omega'|\omega}\Big[\Big(d(\omega')W^{U,SP}_{max}(\omega')+(1-d(\omega'))M^{SP}_{max}(\omega')\Big)\Big]\Bigg\}. \tag{39}$$

因此，我们已经证明，方程 (32)中描述的映射T^{SP} 将关于分布$\mathcal{G}^p$ （形式为 (33)）线性的函数$W^{SP}(.)$ 从函数空间映射到其自身。

现在很容易证明，若 $TW^{U\,SP}_{max}$、TR^{SP}_{max} 和TM^{SP}_{max} 是压缩映射，则（37）（从而（32））也同样是压缩映射。根据对冲击过程所作的正则性假设，并沿用该证明的

本附录第 C.4.1.1 节中的去中心化情形，我们可以证明（38）和（39）存在一个不动点。然后，利用方程（37），我们可以构造表达式（32）的不动点。由（38）和（39）可知，如果 Hosios 条件成立，那么T 的不动点配置就是T^{SP}的不动点配置，因此，去中心化环境中的均衡配置也是有效配置。

C.4.1.3 BRE 给出唯一的均衡配置

现在我们证明，在任何均衡中，决策和价值函数只取决于 $\omega = (z, x_h, o, A, p)$。我们采用反证法。假设存在另一均衡，其中价值和决策不仅取决于 ω，还取决于一个额外因素，例如工人在就业状态和 z 生产率 $\mathcal{G}$ 上的完整分布，或其完整的可观测变量历史 H_t。考虑这一另一均衡中的相应价值函数，其中另一均衡的相关状态向量为 (ω, H_t)。我们的目标是证明这样的均衡不可能存在。

首先，假设另一均衡中的所有价值函数都与 BRE 中的相同，但在相同的 ω 下决策不同。这违背了我们设定中的一项性质：BRE 价值函数的所有最大化解都是唯一的，因此会导出矛盾。现在假设另一均衡中至少有一个价值函数在相同的 ω 下不同于相应的 BRE 价值函数。不难证明，两种均衡中的失业预期价值必定不同。令 $W^U(\omega, H_t)$ 表示另一均衡中失业工人的价值函数，令 $W^U(\omega)$ 表示 BRE 中相同 ω 下相应的价值函-数。由于在证明 BRE 的效率时，我们并未依赖 BRE 在所有均衡这一更广泛集合中的唯一性，因此可以在此使用本附录 C.3.1.2 节中已证明的结果。

特别要回想，社会规划者问题关于工人在各状态间分布完全是线性的，因此，对于拥有 ω 的失业工人而言，$W^U(\omega)$ 是其所能达到的最佳结果（不含转移支付），市场均衡中亦是如此。同样，$M(\omega)$ 是匹配的联合价值所能达到的最高值，市场均衡中亦是如此。由于价值函数有上下界，且

它们关于状态变量连续，因此，$W^U(\omega)$ 与候选市场均衡的 $W^U(\omega, H_t)$ 之差存在上确界，即 $\sup(W^U(\omega) - W^U(\omega, H_t)) = \epsilon_u > 0$。同样，$M(\omega)$ 与 $M(\omega, H_t)$ 之差也存在上确界，即 $\sup(M(\omega) - M(\omega, H_t)) = \epsilon_m > 0$。接下来，我们将证明，失业工人的价值函数（或匹配的联合价值的价值函数）之间的差异不可能任意接近 $\epsilon_u > 0$（或 $\epsilon_m > 0$）。否则，这就要求明日的价值差异大于 ϵ_u（或 ϵ_m）。进而，这意味着另一均衡不可能存在。

由上述上确界的定义可知，

$$\max\{M(\omega), W^U(\omega)\} - \max\{M(\omega, H_t), W^U(\omega, H_t)\} < \max\{\epsilon_u, \epsilon_m\}.$$

由于

$$M(\omega) = y(z, x_h, A, p_o) + \beta \mathbb{E}[\max\{M(\omega'), W^U(\omega')\}],$$

同样，对于 $M(\omega, H_t)$，可以推出，在任意 (ω, H_t) 时，

$$M(\omega) - M(\omega, H_t)) < \beta \max\{\epsilon_u, \epsilon_m\}. \tag{40}$$

首先考虑 $\epsilon_m \geq \epsilon_u$的情况。对于 (ω, H_t)，实现差异 $M(\omega) - M(\omega, H_t) > \beta\epsilon_m$ 是不可能的，因为当 $\epsilon_m > 0$ 时，这将导致方程（40）中出现矛盾。

接下来考虑 $\epsilon_m < \epsilon_u$ 的情形。通过省略 ω并使用撇号代替 (ω, H_t) 来简化记号，我们首先确立一个中间步骤。在任何 (ω, H_t) 下都有

$$\lambda(\theta)(1-\eta)M + (1 - \lambda(\theta)(1-\eta))W < \lambda(\theta')(1-\eta)M' + (1 - \lambda(\theta')(1-\eta))W' + \epsilon_u. \tag{41}$$

需要分析两种情形，以说明上述关系。
情形 1：假设 $(M' - W') \geq M - W$，则 $\lambda(\theta') \geq \lambda(\theta)$。定义 $K = (1-\eta)(\lambda(\theta') - \lambda(\theta))(M' - W') \geq 0$。将后者与 $\lambda(\theta)(1-\eta)(M - M') + (1 - \lambda(\theta)(1-\eta))(W - W') \leq \epsilon_u$结合，必然有着 国产成人

$$\lambda(\theta)(1-\eta)(M - M') + (1 - \lambda(\theta)(1-\eta))(W - W') - K \leq \epsilon_u, \tag{42}$$

由此可得（41）。

情形 2：假设 (M $-$ W) $>$(M′ $-$W′)，则 $\lambda(\theta) > \lambda(\theta')$。根据 d d(M–W)($\lambda$($\theta$(M $-$ W))(1 $-$ η)(M $-$ W)) $=$ λ(θ(M $-$ W)) 的导数，我们可以证明，若 (M $-$W) $>$(M′ $-$ W′),

$$\lambda(\theta)((M-W)-(M'-W')) > \lambda(\theta)(1-\eta)(M-W) - \lambda(\theta')(1-\eta)(M'-W') > \lambda(\theta')((M-W)-(M'$$

由于在任何均衡中（不仅是在 BRE 中），θ' 只取决于$(M' - W')$ 和固定参数，我们可以利用这一关系证明

$$W + \lambda(\theta)(M-W) - (W' + \lambda(\theta)(M'-W')) < \epsilon_u,$$

由此可得（41）。

最后一步是考虑一个（ω，H_t），使得 max$\{\epsilon_m, \beta^{-1}\epsilon_u\}$ $<$ $W^U(\omega)$ $-W^U(\omega,$ $H_t)$ $<$ ϵ_u，其中，根据上确界的定义，这样的（ω，H_t）必然存在。有了这一点，可以直接验证：在明日价值中（在期望符号下），$W^U(\omega)$ 与 $W^U(\omega,$ $H_t)$ 之间的差异不会超过 ϵ_u，因为逐项来看，该差异均被 ϵ_u 所界定。这也意味着，今天的差异 $W^U(\omega)$ $-W^U(\omega,$ $H_t)$ 不可能超过 $\beta\epsilon_u > 0$，这与我们的前提相矛盾。由此可知，失业工人的价值函数（或匹配的联合价值的价值函数）之间不可能存在任意接近于 $\epsilon_u > 0$ （或 $\epsilon_m > 0$）的差异。因此，BRE 是唯一的均衡。

这就完成了命题2的证明。

C.4.2 再配置与分离临界值存在性的证明

C.4.2.1 职业流动决策的保留性质，z^r

这里我们展示，如命题2的证明中所推导的，M(ω) 和 $W^U(\omega)$ 关于 z 递增。如果 M(ω) 和 $W^U(\omega)$ 是关于 z 递增的连续有界函数，则 T 将它们映射为递增（有界且连续）的函数。对于就业工人（T(Γ(ω, 0))，这是因为 max{M(ω')、$W^U(\omega')$} 以及 y(.) 都关于 z 递增，而 z生产率转移法则的随机占优意味着明天的预期 z 更高。对于失业工人（T(Γ(ω, 1))，注意，改变职业的价值 R(ω) 不取决于工人当前的 z，而方程(29)意味着 D(M(ω) $-W^U(\omega)$) $+W^U(\omega)$ 关于 z 递增。同样，鉴于明天的 z 相对于今天的 z 具有随机占优

较高时， $T(\Gamma(\omega,1))$ 也随 z增加。保留性质立即成立，因为 $R(\omega)$关于 z为常数，而舞蹈$(M(\omega) - W^U(\omega)) + W^U(\omega)$随 z增加。

C.4.2.2 工作分离决策的保留性质，z^s

现在我们证明，在没有人力资本积累且存在职业范围冲击的情况下，$M(\omega) - W^U(\omega)$ 关于z 是递增的，其中 $\delta + \lambda(\theta(\omega)) < 1$。在校准中，我们证明，在人力资本积累且存在职业范围冲击的情况下，这一性质同样成立。

考虑命题2证明中定义的同一个算子 T，但现在相关的状态空间为 (A, z)。请注意，描述劳动者和企业问题的价值函数没有变化，唯一的区别是我们使用了更小的状态空间。很容易验证，引理 A.1 中推导出的 T 的性质在此情形下同样适用。现在我们要证明，该算子将函数子空间 Γ 映射到其自身，且 M(A, z) 关于 z 的弱递增速度不低于 W^U(A, z)。为此，取 M(A, z) 和 W^U(A, z)，使得 M(A, z) $-W^U$(A, z) 关于 z 弱递增；并令 z^s 表示一个保留生产率，使得当 $z < z^s$ 时，企业与工人的匹配决定终止匹配。利用 $\lambda(\theta)(M - W^U) - \theta k = \lambda(\theta)(M - W^U) - \lambda'(\theta)(M - W^U)\theta = \lambda(\theta)(1-\eta)(M - W^U)$，我们构造如下差值

$$
\begin{aligned}
&T\Gamma(A,z,0) - T\Gamma(A,z,1) = \qquad (43)\\
&\quad y(A,z) - b + \beta \mathbb{E}_{A,z}\Big[(1-\delta)\max\{M(A',z') - W^U(A',z',0\} - \\
&\quad \max\left\{\int W^U(A',\tilde{z})dF(\tilde{z}) - c - W^U(A',z'), \lambda(\theta)(1-\eta)\big(M(A',z') - W^U(A',z')\big)\right\}\Big].
\end{aligned}
$$

证明的第一部分展示了在什么条件下，$T\Gamma(A, z, 0) - T\Gamma(A, z, 1)$关于$z$弱递增。由于我们所关注定义域中的元素都受到限制，满足$W^U(A, z)$关于z递增，且$M(A, z) - W^U(A, z)$关于z递增，因此我们可以通过根据z' 相对于隐含保留临界值的位置划分若干不同情形，开始研究期望符号下各项的值。

–情形*1*。 考虑明天的 $z' \in [z(A'), z^r(A'))$，其中 $z^r(A') < z^s(A')$。在这种情况下，上述方程中期望符号下的项将重-

化简为 $-\int W^U(A', \tilde{z})dF(\tilde{z}) + c + W^U(A', z')$，其随$z'$ 递增。

– 情形 *2*。 现在假设明天的 $z' \in [z^r(A'), z^s(A'))$。在这种情况下，期望符号下的项变为零（因为 $M(A', z') - W^U(A', z') = 0$），因此关于$z'$ 为常数。

–情形*3*。 接下来假设 $z' \in [z^s(A'), z^r(A'))$。在这种情况下，期望符号下的整个项化简为

$$(1-\delta)(M(A', z') - W^U(A', z')) - \int W^U(A', \tilde{z})dF(\tilde{z}) + c + W^U(A', z'),$$

并且，再一次地，关于 z' 弱递增，因为根据假设，$M(A', z') - W^U(A', z')$ 关于z' 弱递增，根据引理 A.1，$W^U(A', z')$ 也是如此。

– 情形 *4*。 最后，考虑$z' \geq \max\{z^r(A'), z^s(A')\}$的范围，在此范围内，就业工人既不会辞职，也不会重新配置。在这种情况下，期望符号下的项等于

$$(1-\delta)[M(A', z') - W^U(A', z')] - \lambda(\theta(A', z'))(1-\eta)[M(A', z') - W^U(A', z')]. \quad (44)$$

利用自由进入条件，很容易证明$\mathrm{d}(\lambda(\theta^*(A', z'))(1-\eta)[M(A', z') - W^U(A', z')])\ \mathrm{d}(M - W) = \lambda(\theta(A', z'))$，因此，当 $1 - \delta - \lambda(\theta) \geq 0$ 时，(44) 相对于 z' 的导数为正。

对于所有 z，$F(z'|z) < F(z'|\tilde{z})$；当 $z > \tilde{z}'$ 时，z 与 A 相互独立，且期望符号下的项随 z' 增大。给定任意 A′，由此可知，式（43）中的积分随当期 z 增大。结合 y(A, z) 随 z 增大，可知 TΓ(A, z, 1) − TΓ(A, z, 0) 也随 z 增大。

要证明不动点关于第一和第二个坐标在z 上也具有递增差异，我们必须证明该函数空间在有界连续函数空间中是闭的。具体而言，考虑函数集合 $\mathbb{F} \overset{def}{=} \{f \in \mathcal{C} | f: X \times Y \to \mathbb{R}^2, |f(x、y、1) - f(x、y、2)| \text{ 在} y\}$上递增，其中，$f(.,.,1)$和$f(.,.,2)$ 分别表示第一和第二个坐标，而 $\mathcal{C}$有界连续函数的度量空间赋予上确界范数。

证明的下一步是证明，$T\Gamma(A, z, 0) - T\Gamma(A, z, 1)$的不动点关于$z$也是弱递增的。为此，我们首先建立以下结果。

引理 B.1： $\mathbb{F}$ 是 $\mathcal{C}$ 中的闭集

证明。 考虑一个$f' \in \mathbb{F}$，它是序列 $\{f_n\}, f_n \in \mathbb{F}, \forall n \in \mathbb{N}$ 的极限。那么

存在一个 $y_1 < y$，使得 $f'(x, y_1, 1) - f'(x, y_1, 2) > f'(x, y, 1) - f'(x, y, 2)$，而 $f_n(x, y_1, 1) - f_n(x, y_1, 2) \leq f_n(x, y, 1) - f_n(x, y, 2)$，对每个 n 都成立。定义序列 $\{s_n\}$，其中 $s_n = f_n(x, y_1, 1) - f_n(x, y_1, 2) - (f_n(x, y, 1) - f_n(x, y, 2))$。那么 $s_n \geq 0$，$\forall n \in \mathbb{N}$。实分析中的一个标准结果保证，对于该序列的任意极限 s，$s_n \to s$ 都成立，因此 $s \geq 0$。于是 $f'(x, y_1, 1) - f'(x, y_1, 2) \leq f'(x, y, 1) - f'(x, y, 2)$，这与前提矛盾。

□

因此，不动点也呈现出这一性质，并且给定 $1 - \delta - \lambda(\theta) > 0$，最优退出策略是以$z$ 为保留值的策略。由于$y(A,z)$ 关于z严格递增，不动点差值$M - W^U$ 也必然关于z严格递增。此外，由于 $\lambda(\theta)$ 是凹函数且取正值，$\lambda'(\theta(M - W^U) = k$ 意味着就业获得率也关于z（弱）递增。

C.4.3 “模型含义和比较静态”的证明

现在转而证明 C.1 节中提出的引理 1、2 和 3。回想一下，这些结果是基于一个简化版模型推导得出的，该模型不包含职业人力资本积累，对所有 h，均设定 $x_h = 1$；也不包含职业范围生产率冲击，对所有 o，均设定 $p_o = 1$。这些限制意味着相关的状态空间为 (z,A)。我们进一步假设，每个时期，<style id='z'>z-生产率都以概率 $0 < (1 - \gamma) < 1$ 从累积分布函数 $F(z)$ 中随机重新抽取，而 A 保持不变。在这一稳态环境中，一名当前在职业 o、生产率为 z 的劳动者的失业期望价值为

$$\begin{aligned} W^U(A,z) &= \gamma\Big(b + \beta \max\Big\{R(A), W^U(A,z) + \max\{\lambda(\theta(A,z))(1-\eta)(M(A,z) - W^U(A,z)), 0\}\Big\}\Big) \\ &+ (1-\gamma)\mathbb{E}_z[W^U(A,z)]. \end{aligned} \tag{45}$$

其中，职业流动的预期价值为 $R(A) = -c + \mathbb{E}_z[W^U(A,z)]$。对于当前生产率为$z$ 的劳动者，以及雇用该劳动者的企业，其工资为$w(A,z)$ 时的就业价值为

$$W^E(A, z) \gamma,\big[w(A,z) + \beta[(1-\delta)W^E(A,z) + \delta W^U(A,z)]\big] + (1-\gamma)\mathbb{E}_z[W^E(A,z)] \tag{46}$$

$$J(A,z) = \gamma\big[y(A,z) - w(A,z) + \beta[(1-\delta)J(A,z))]\big] + (1-\gamma)\mathbb{E}_z[J(A,z)]. \tag{47}$$

因此，匹配的联合价值为

$$M(A,z)=\gamma\big[y(A,z)+\beta[(1-\delta)M(A,z)+\delta W^{U}(A,z)]\big]+(1-\gamma)\mathbb{E}_{z}[M(A,z)]. \tag{48}$$

引理1的证明 我们将该引理的详细版本表述为引理 H.1。为简化分析且不失一般性，在下文中令 $\delta=0$。由于证明该引理时我们不改变总生产率，因此令 $A=1$ 并滥用记号，将z 称为总产出。这样处理不失一般性，因为此时产出仅取决于工人-职业匹配特定生产率，且关于该生产率严格递增并连续。为简化记号，定义$W^{s}\equiv W^{U}(z^{s})$。

引理 H.1： 差值 $W^{s}-R$ 和 $z^{r}-z^{s}$ 对 c、b 和 γ 的变化响应如下

1. (i) $W^{s}-R$ 关于 c 严格递增；(ii) $z^{r}-z^{s}$ 关于 c 递减，且当 $z^{r}>z^{s}$ 时严格递减。

2. (i) $W^{s}-R$ 关于 b 严格递增；(ii) $z^{r}-z^{s}$ 关于 b 严格递减。

3. (i) $W^{s}-R$ 关于 γ 严格递减；(ii) $z^{r}-z^{s}$ 关于 γ 严格递增 .

我们首先考察参数κ （即c、b 或 γ）变化时$W^{s}-R$ 与$z^{r}-z^{s}$ 之间的关系。工作分离和职业流动的保留生产率隐含地满足

$$M(\kappa,z^{s}(\kappa))-W^{s}(\kappa)=0 \tag{49}$$

$$W^{U}(\kappa,z^{r}(\kappa))-R(\kappa)=\lambda(\theta(\kappa,z^{r}(\kappa)))(1-\eta)(M(\kappa,z^{r}(\kappa))-W^{s}(\kappa))+(W^{s}(\kappa)-R(\kappa))=0, \tag{50}$$

其中，(50)仅在 $R(\kappa)\geq W^{s}(\kappa)$ 时适用，因此也仅在 $z^{r}(\kappa)\geq z^{s}(\kappa)$ 时适用。在 $W^{s}(\kappa)>R(\kappa)$ 的情况下，关于 z 的假设随机过程意味着 $z^{r}(\kappa)=z$。后者可由以下事实推出：对于所有 $z<z^{s}$，$W^{U}(z)=W^{s}(\kappa)$。另请注意，在 (50) 中，我们可以使用 $W^{s}(\kappa)$，而非 $W(\kappa,z^{r}(\kappa))$，因为关于 z 的假设随机过程还意味着：当 $R(\kappa)>W^{s}(\kappa)$ 时，对于所有 $z<z^{r}$，$W^{U}(z)=W^{s}(\kappa)$。

请注意，通过定义

$$Z(\kappa) \equiv \mathbb{E}_z[\max\{M(\kappa,z),W^s(\kappa)\} - \max\{W^U(\kappa,z)+\lambda(\theta(\kappa,z))(1-\eta)(M(\kappa,z)-W^U(\kappa,z)),R(\kappa)\}],$$

我们可以将方程（49）和（50）改写为

$$M(\kappa,z^s(\kappa)) - W^s(\kappa) = z^s - b + \beta(1-\gamma)Z(\kappa) + \beta\gamma(W^s(\kappa) - R(\kappa)) = 0.$$

进一步注意到

$$M(\kappa,z^r(\kappa)) - W^s(\kappa) = z^r - b + \beta(1-\gamma)Z(\kappa) + \beta\gamma(1-\lambda(\theta(\kappa,z^r))(1-\eta))(M(\kappa,z^r(\kappa)) - W^s(\kappa)),$$

该值严格为正，并随 κ变化。利用（50）可得

$$(1-\beta\gamma)(M(\kappa,z^r(\kappa)) - W^s(\kappa)) = z^r - b + \beta(1-\gamma)Z(\kappa) + \beta\gamma(W^s(\kappa) - R(\kappa))$$

将对 κ的依赖关系隐去后，我们得到

$$\frac{d(M-W^s)}{d(W^s-R)} = \frac{d(M-W^s)}{d(\lambda(\theta)(1-\eta)(M-W^s))} \cdot \frac{d(\lambda)(1-\eta)(M-W^s)}{d(W^s-R)},$$

其中，后一个项等于 -1，前一个项等于 $\lambda^{-1}(\theta)$。这是因为纳什议价和自由进入意味着 $q(\theta)\eta(M - W^U) = c$，因此 $d\theta\, dM - W^U = \theta(1-\eta)(M-W^U)$。于是，$\lambda'(\theta)\, d\theta\, dM - W^U(1-\eta)(M - W^U) + \lambda(\theta)(1-\eta)$可化简为 $\lambda(\theta)$。由此可得，当 $z^r(\kappa) \geq z^s(\kappa)$时，$z^r$ 关于 κ 的导数为

$$\frac{dz^r(\kappa)}{d\kappa} = -\frac{d}{d\kappa}\left[-b + \beta(1-\gamma)Z(\kappa)\right] - \left(\beta\gamma + \frac{1-\beta\gamma}{\lambda(\theta(\kappa,z^r(\kappa)))}\right)\frac{d(W^s(\kappa)-R(\kappa))}{d\kappa}. \tag{51}$$

同样可以得到，当 $z^r(\kappa) \geq z^s(\kappa)$ 时，z^s 关于 κ 的导数为

$$\frac{dz^s(\kappa)}{d\kappa} = -\frac{d}{d\kappa}\left[-b + \beta(1-\gamma)Z(\kappa)\right] - \beta\gamma\frac{d(W^s(\kappa)-R(\kappa))}{d\kappa}. \tag{52}$$

方程（51）和（52）进而意味着，当 $z^r(\kappa) \geq z^s(\kappa)$（即 z^r 和 $z^s(\kappa)$ 均为内点）时，$z^r(\kappa) - z^s(\kappa)$ 对 κ 的导数与 $W^s(\kappa) - R(\kappa)$ 对 κ 的导数符号相反。

如上所述，在$W^s(\kappa) > R(\kappa)$ 的情况下，我们的简化模型意味着$z^r(\kappa) = z$。因此，κ 的变化只能影响z^s，但会影响$W^s(\kappa)$ 和$R(\kappa)$。利用（45）和（48），我们得到，对于$W^s(\kappa) > R(\kappa)$，保留分离

临界值由以下公式给出

$$z^s(\kappa) = b - \frac{1-\gamma}{\gamma}\mathbb{E}_z[M(\kappa,z) - W^U(\kappa,z)].$$

对 κ 求导后得到

$$\frac{dz^s(\kappa)}{d\kappa} = \frac{db}{d\kappa} - \frac{d((1-\gamma)/\gamma)}{d\kappa}\mathbb{E}_z[M(\kappa,z) - W^U(\kappa,z)] + \frac{1-\gamma}{\gamma}\frac{d\mathbb{E}_z[M(\kappa,z) - W^U(\kappa,z)]}{d\kappa}. \tag{53}$$

为完成引理，我们现在求出 $W^s(\kappa) - R(\kappa)$ 以及$\mathbb{E}_z[M(\kappa,z) - W^U(\kappa,z)]$ 关于 κ 的导数。

关于 c 的比较静态：考虑 $W^s - R$ 之差，以及满足 $R \geq W^s$ 的 c 取值。在这种情况下，我们有

$$W^s = (1-\gamma)(R+c) + \gamma(b + \beta R),$$
$$W^s - R = -\gamma(1-\beta)R + (1-\gamma)c + \gamma b.$$

反设 $d(W^s - R)/dc < 0$。上述方程蕴含 $\frac{dR}{dc} > \frac{(1-\gamma)}{\gamma(1-\beta)} > 0$。接下来我们将证明，在 $d(W^s - R)/dc < 0$ 的条件下，预期匹配剩余（受到 z 冲击后）以及活跃劳动力市场（即生产率使匹配剩余为正的市场）的匹配剩余，都会随 c 增加而下降。这意味着失业价值随 c 增加而下降，进而意味着 $\frac{dR}{dc} < 0$，与我们的假设矛盾。

考虑一个活跃的劳动力市场，其 $W^U(z) > R$，那么该劳动力市场上的剩余为

$$\begin{aligned} M(z) - W^U(z) = \gamma(z - b + \beta(1 - \lambda(\theta(z))(1-\eta))(M(z) - W^U(z))) \\ + (1-\gamma)(\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)] + (z - \mathbb{E}[z])), \end{aligned} \tag{54}$$

其中 $\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]$ 描述了经历z冲击后的预期剩余（在求职阶段之后）。请注意

$$\frac{d}{d(M(z) - W^U(z))}(\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))) = \lambda(\theta(z)). \tag{55}$$

如前所述，该结果源自（为简洁起见，省略 z 参数）我们的纳什议价和自由进入假设意味着（$1-\eta$）（$M - W^U$）$= (1-\eta)\eta J = \frac{1-\eta}{\eta} k q(\theta)$，因此 $\lambda(\theta)(1-\eta)(M - W^U) = \frac{1-\eta}{\eta} k\theta$。此外，由于 $\frac{d\theta}{d(M-W^U)} =$

$\frac{\eta}{1-\eta}\lambda(\theta)\,k$，根据链式法则可得导数等于 $\lambda(\theta)$。这一结果意味着，由(54)可得

$$0 < \frac{d(M(z) - W^U(z))}{d(\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)])} = \frac{1-\gamma}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))} < 1. \tag{56}$$

我们现在证明，在 $d(W^s - R)/dc < 0$ 下，预期的匹配剩余随着c 的增加而减少。注意，在求职阶段之后衡量的预期匹配剩余为

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)] = &\int_{z^r} z - b + \beta(1-\lambda(\theta(z))(1-\eta))(M(z) - W^U(z))dF(z) \\ &+ \int_{z^s}^{z^r} z - b + \beta(M(z) - R)dF(z) + \int^{z^s} z - b + \beta(W^s - R)dF(z),\end{aligned} \tag{57}$$

其中，$(1-\gamma)$ 冲击被积分消去。我们的矛盾假设意味着该表达式的第三项随c递减。第二项 $\int_s^{z^r}[zM(z) - W^U(z)]dF(z)$，可以改写为

$$M(z) - W^s = \gamma(z - b + \beta(M(z) - W^s + W^s - R)) + (1-\gamma)(\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)] + z - \mathbb{E}[z]),$$

整理后得到

$$M(z) - W^s = \frac{\gamma}{1-\gamma\beta}(z - b + \beta(W^s - R)) + \frac{1-\gamma}{1-\gamma\beta}\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)],$$

其中 $\frac{\gamma}{1-\gamma\beta}(z - b + \beta（W^s - R）)$ 在我们的矛盾假-设下关于c 递减。对于（57）中的第一项，注意到（56）意味着$M（z） - W^U（z）$ 通过 $\mathbb{E}[M（z） - W^U（z）]$ 依赖于c。综合所有要素，由（56）、（57）和最后两个方程，我们得到

$$\begin{aligned}\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{dc} = &\int_{z^r} \frac{(1-\gamma)\beta(1-\lambda(\theta(z)))}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))} dF(z) \frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{dc} \\ &+ (F(z^r) - F(z^s))\left(\frac{\gamma\beta}{1-\gamma\beta}\frac{d(W^s - R)}{dc} + \frac{1-\gamma}{1-\gamma\beta}\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{dc}\right) \\ &+ F(z^s)\beta\frac{d(W^s - R)}{dc} \\ \iff \frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{dc} = &C \cdot \frac{d(W^s - R)}{dc} < 0,\end{aligned} \tag{58}$$

其中C 是一个正的常数。方程 (56)随即意味着 $\frac{d[M(z) - W^U(z)]}{dc} < 0$。

接下来考虑 $\frac{dW^U(z)}{dc}$ 以及 $\frac{d\mathbb{E}[W^U(z)]}{dc}$。注意，对于 $z \leq z^r$ 的情况，

$W^U(z) = W^s = (1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(z)] + \gamma(b + \beta\mathbb{E}[W^U(z)] - \beta c)$；而对于 $z > z^r$，$W^U(z) = (1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(z)] + \gamma(b + \beta(\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z)) + \beta W^U(z))$。由此可得

$$\mathbb{E}[W^U(z)] = F(z^r)(b + \beta\mathbb{E}[W^U(z)] - \beta c) + \int_{z^r}(b + \beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z)) + \beta W^U(z))dF(z),$$

与.....结合

$$W^U = \frac{1-\gamma}{1-\beta\gamma}\mathbb{E}[W^U(z)] + \frac{\gamma}{1-\beta\gamma}(b + \beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))),$$

可得

$$\left(1 - \beta F(z^r) - \beta\frac{1-\gamma}{1-\beta\gamma}(1 - F(z^r))\right)\mathbb{E}[W^U(z)]$$
$$= F(z^r)(b - \beta c) + \int_{z^r}\frac{b + \beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))}{1-\beta\gamma}dF(z).$$

对 c 求导可知，最后一个表达式右端的第一项和第二项都随 c 增大而减小；后者是因为我们先前已经证明，$d(M(z) - W^U(z))/dc < 0$。由此可得 $d\mathbb{E}[W^U(z)]/dc < 0$，进而有 $dR/dc = d\mathbb{E}[W^U(z)]/dc - 1 < 0$，这就得到了我们所需的矛盾。方程 (51) 和 (52) 随即意味着，当 $z^r > z^s$ 时，$d(z^r(c) - z^s(c))/dc < 0$。

现在考虑 $W^s - R$ 之差，以及满足 $R < W^s$ 的 c 值。在这种情况下，休息性失业意味着 $W^s = \gamma(b + \beta W^s) + (1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(z)]$。注意，此处 $dW^s/dc = 0$，因为生产率为 $z \leq z^s$ 的工人永远不会更换职业。这样做需要支付成本 $c > 0$，并随机抽取一个新的生产率；而等待的工人则可以（以 $1-\gamma$ 的概率）免费从生产率分布中抽取一次。因此，$d(W^s - R)/dc = -dR/dc$。由于生产率为 $z > z^s$ 的工人更倾向于留在当前职业就业，以上论证表明，当 $R < W^s$ 时，失业期望价值 $W^U(z)$ 与工人从不同职业抽取新的 z 所获得的价值无关。由此可得 $dR/dc = d\mathbb{E}[W^U(z)]/dc - 1 = -1 < 0$，这再次得到了我们所需的矛盾。还需注意，在这种情况下，$d\mathbb{E}_z[M(c,z) - W^U(c,z)]/dc = 0$，因此 (53) 意味着，当 $z^s > z^r$ 时，$dz^s(c)/dc = 0$，且 $d(z^r(c) - z^s(c))/dc = 0$。

关于 b 的比较静态： 我们按照前一种情况的相同方式进行。考虑差值 $W^s - R$，使得 $R \geq W^s$。将 W^s

和W^U（其中$z > z^s$）表示为

$$W^s = (1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(z)] + \gamma(b + \beta(R - W^s)) + \gamma\beta W^s \tag{59}$$

$$W^U(z) = (1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(z)] + \gamma(b + \beta(\lambda(\theta)(1-\eta)(M(z) - W^U(z)))) + \gamma\beta W^U(z), \tag{60}$$

我们完成了 d that $W^s - \mathbb{E}[W^U(z)] = \int_{z^r}(W^s - W^U(z))dF(z)$，这又意味着

$$W^s - R = \frac{1}{1-\gamma\beta F(z^r)}\left(-\beta\gamma\int_{z^r}\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))dF(z) + (1-\gamma\beta)c\right). \tag{61}$$

也就是说，差值$W^s - R$可分解为（i）放弃下期在新职业中求职的选择权（括号中的第一项）；以及（ii）仅需在下期以概率 γ 承担的抽样成本，并按 β 的比率折现（括号中的第二项）。

接下来考虑 $M(z) - W^U(z)$与 $\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]$之间的关系。由（55）和（56），我们发现

$$\frac{d(M(z) - W^U(z))}{db} = \frac{1-\gamma}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{db} - \frac{\gamma}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}. \tag{62}$$

注意，对于所有$\frac{d(M(z)-W^U(z))}{db}$，其符号必须相同；当且仅当

$$\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{db} > \frac{\gamma}{1-\gamma}.$$

反设 $d(W^s - R)/db < 0$，则有 $d(W^s - R)/db = d(W^s - \mathbb{E}[W^U(z)])/db$，这等于 $d/db\left(-\int_{z^r}\max\{W^U(z) - W^s, 0\}dF(z)\right)$。根据包络条件，$dz^r/db$ 的影响消失。根据前述论证以及用（60）减去（59），可知 $d(W^s - R)/db < 0$ 意味着 $d(M(z) - W^U(z))/db > 0$，并由（62）可得 $d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]/db > 0$。

采用与（58）中相同的论证，我们得到

$$\begin{aligned}\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db} &= -1+\int_{z^r}\frac{\beta(1-\lambda(\theta(z)))-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}dF(z)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}\\ &\quad-\int_{z^r}\frac{\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}dF(z)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}\\ &\quad+(F(z^r)-F(z^s))\left(\frac{\gamma\beta^2}{1-\gamma\beta}\frac{d(W^s-R)}{db}+\frac{\beta(1-\gamma)}{1-\gamma\beta}\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}\right)\\ &\quad-(F(z^r)-F(z^s))\frac{\gamma\beta}{1-\gamma\beta}+F(z^s)\beta\frac{d(W^s-R)}{db} \qquad (63)\\ \Longrightarrow \frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db} &= C_2\cdot\frac{d(W^s-R)}{db}-C_3<0,\end{aligned}$$

其中C_2 和C_3 是正的常数。最后一个表达式导致$\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}<0$ 这一事实，给出了所需的矛盾。方程（51）和（52）进而意味着，当$z^r>z^s$时，$\frac{d(z^r(b)-z^s(b))}{db}<0$。

接下来我们考虑$W^s>R$ 的情形，并注意到此时方程（61）变为

$$W^s-\mathbb{E}[W^U(z)]=-\frac{\beta\gamma}{1-\beta\gamma}\int_{z^s}\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z)-W^U(z))dF(z).$$

与前面一样，若我们从$d(W^s-R)/db<0$这一前提出发，那么根据（62），这将意味着$\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}>0$。注意到在此情形下，方程（57）简化为

$$\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]=\int_{z^s}z-b+\beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z)-W^U(z))dF(z),$$

而（63）简化为

$$\begin{aligned}\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db} &= -1+\int_{z^s}\frac{\beta(1-\lambda(\theta(z)))-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}dF(z)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}\\ &\quad-\int_{z^s}\frac{\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}{1-\gamma\beta(1-\lambda(\theta(z)))}dF(z)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db},\end{aligned}$$

由此可得$\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{db}<0$，再次得到所需的矛盾。方程（53）进而意味着，即使在$z^s>z^r$时，$\frac{d(z^r(b)-z^s(b))}{db}<0$。

关于.....的比较静态 γ：这里我们也采用与之前相同的方法，假设（为了导出矛盾）舞蹈(W^s-R)/舞蹈$\gamma>0$。我们从

与$R \geq W^s$的情形相同。利用方程（61），我们发现əапцш

$$\frac{d(W^s - R)}{d\gamma} = \frac{\beta F(z^r)}{1-\beta\gamma}(W^s - R) - \frac{1}{1-\beta\gamma F(z^r)}\left(\int_{z^r} \lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))dF(z) + \beta c\right) - \int_{z^r} \beta\gamma\lambda(\theta(z))\frac{d(M(z) - W^U(z))}{d\gamma}dF(z).$$

由此可得

$$-\int_{z^r} \beta\gamma\lambda(\theta(z))\frac{d(M(z) - W^U(z))}{d\gamma}dF(z) \geq \frac{\beta F(z^r)}{1-\beta\gamma}(R - W^s) + \frac{1}{1-\beta\gamma F(z^r)}\left(\int_{z^r} \lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))dF(z) + \beta c\right) > 0. \quad (64)$$

利用上述表达式，我们来考察假设$d(W^s - R)/d\gamma > 0$针对$d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]\ d\gamma$的含义。我们可以改写式（57），将下一期的延续价值移至左边，得到

$$\begin{aligned}(1-\beta)\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)] = &\int_{z^r} z - b - \beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)(M(z) - W^U(z))dF(z) \\ &+ \int_{z^s}^{z^r} z - b + \beta(W^s - R)dF(z) \\ &+ \int^{z^s} z - b + \beta(W^s - R) - \beta(M(z) - W^s)dF(z).\end{aligned}$$

对 γ 求导，得到

$$\begin{aligned}(1-\beta)\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{d\gamma} = &-\int_{z^r} \beta\lambda(\theta(z))(1-\eta)\frac{d(M(z) - W^U(z))}{d\gamma}dF(z) \\ &+ \int_{z^s}^{z^r} \beta\frac{d(W^s - R)}{d\gamma}dF(z) \\ &+ \int^{z^s} \beta\Big(\frac{d(W^s - R)}{d\gamma} - \frac{d(M(z) - W^s)}{d\gamma}\Big)dF(z), \quad (65)\end{aligned}$$

其中，第一项根据式（64）为正，第二项根据假设为正。对于第三项，有

$$\frac{d(M(z) - W^s)}{d\gamma} = (1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]}{d\gamma} + \gamma\beta\frac{d(W^s - R)}{d\gamma} + (z - b + \beta(W^s - R) - \mathbb{E}[M(z) - W^U(z)]).$$

将此表达式代入（65）右端的第三行并重新整理可得$d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]\ d\gamma \quad > 0$。

From $M(z) - W^U(z) = (1-\gamma)\mathbb{E}[M(z) - W^U(z)] + \gamma(z - b + \beta(1 - \lambda(\theta(z))(1 -$

$\eta))(M(z) - W^U(z))$，因此对于$z > z^r$

$$\beta\gamma\lambda(\theta)\frac{dM(z)-W^U(z)}{d\gamma} = \frac{\beta\gamma\lambda(\theta(z))}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(z)))}\Big(\Big(z-b+\beta(1-\lambda(\theta(z))(1-\eta))(M(z)-W^U(z)) - \mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]\Big) + (1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma}\Big), \tag{66}$$

其中我们使用了（55）和（56）。将该项对所有 $z > z^r$ 积分，可得

$$\int_{z^r}\beta\gamma\lambda(\theta(z))\frac{d(M(z)-W^U(z))}{d\gamma}dF(z) \geq \frac{\beta\gamma\lambda(\theta(z^r))}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(z^r)))}\Big(\int_{z^r}(1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma}dF(z) + \frac{1}{\gamma}\int_{z^r}(M(z)-W^U(z)-\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)])dF(z)\Big) > 0, \tag{67}$$

其中，最后一个不等式源于以下事实：M(z) − W^U(z)− 𝔼[M(z) −W^U(z)] 以及 $\frac{\beta\lambda}{(\theta}$(y)) $1-\beta\gamma+\beta\gamma\lambda(\theta(z))$ 都随 z增加而增加。于是 $\int$z^r(M(z) − W^U(z)− 𝔼[M(z) −W^U(z)])dF(z) > 0，因此(67) 的左边为正，如所述，这与我们在 (64) 中的前提相矛盾。方程(51) 和(52) 随即意味着，当z^r >z^s 时，d(z^r(γ)−z^s(γ)) dγ >0。

接下来，我们考察在 W^s > R 的情形下，假设 d(W^s −R)/dγ > 0on d𝔼[M(z)− W^U(y)] dγ 所带来的影响，以导出矛盾。这里可以直接推导出 d(M(z)−W^U(z)) dγ 与 d𝔼[M(z)−W^U(z)] dγ 之间的关系：

$$(1-\beta)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma} = -\beta\int_{z^r}\lambda(\theta(z))\frac{d(M(z)-W^U(z))}{d\gamma}dF(z). \tag{68}$$

利用上述内容和（66）式，我们得到

$$-(1-\beta)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma} = \int_{z^s}\Big(\frac{\beta\gamma\lambda(\theta(z))}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(z)))}\Big(\Big(z-b+\beta(1-\lambda(\theta(z))(1-\eta))(M(z)-W^U(z)) - \mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]\Big) + (1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma}\Big)\Big)dF(z),$$

而这又可以表示为

$$\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma}\left((1-\beta)+\frac{F(z^s)\beta\gamma\lambda(\theta(z))(1-\gamma)}{1-\beta\gamma+\beta\gamma\lambda(\theta(z))}\right)=$$
$$-\int_{z^s}\left(\frac{\beta\gamma\lambda(\theta(z))}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(z)))}\Big(z-b+\beta(1-\lambda(\theta(z))(1-\eta))(M(z)-W^U(z))\right.$$
$$\left.-\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]\Big)\right)dF(z)<0. \tag{69}$$

由（69）可知，$\frac{d\mathbb{E}[M(z)-W^U(z)]}{d\gamma}<0$。利用方程（68），我们得到 W^s-R 随 γ 增加而递减，其中

$$\frac{d(W^s-R)}{d\gamma}=\frac{d(W^s-\mathbb{E}[W^U(z)])}{d\gamma}=-\frac{1}{1-\beta}\int_{z^s}\gamma\lambda(\theta(z))\frac{d(M(z)-W^U(z))}{d\gamma}<0,$$

这就导出了我们所需的矛盾。方程（53）继而意味着，即使在$z^s>z^r$时，$\frac{d(z^r(\gamma)-z^s(\gamma))}{\gamma}>0$。这就完成了引理 H.1 的证明。

引理2的证明 与引理 H.1 中相同的设定下，我们现在引入人力资本 x，并假设它以乘法形式进入生产函数。沿用引理 H.1 中的记号，令 $A=1$，使总产出为 zx。不失一般性地，为了得到本引理中的结论，将 $x=1$ 归一化。如果 x 有了职业特定的增量改善，抽样的价值将保持不变，即 $R=\mathbb{E}[W^U(1,z)]-c$。然而，$W^s(x)$ 的价值会随 x 增加。由于 $W^s(x)=(1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(x,z)]+\gamma(b+\beta\max\{R,W^s(x)\})$，因此 $W^s(x)$ 会通过 $\mathbb{E}[W^U(x,z)]$ 随 x 增加。

为了考察$W^s(x)$与 $\mathbb{E}[W^U(x,z)]$之间的依赖关系（当 x 变化时），我们首先假设 $R\geq W^s(x)$。当 $z\geq z^r(x)$ 时，失业价值为

$$W^U(x,z)=(1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(x,z)]+\gamma(b+\beta\lambda(\theta(x,z)))(1-\eta)(M(x,z)-W^U(x,z))+\beta W^U(x,z)),$$

而对于 $z^r(x)>z$ 它由下式给出

$$W^s(x)=(1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(x,z)]+\gamma(b+\beta R).$$

比较分离的预期价值与转入其他职业（重置 $x=1$）的预期价值时，两者的差为

$$W^s(x)-\mathbb{E}[W^U(1,z)]=(1-\gamma)\mathbb{E}[W^U(x,z)]+C_4,$$

其中 C_4 表示关于 x 的常数项。

因此，舞蹈$(W^s(x)-\mathbb{E}[W^U(\mathbf{1},z)])$舞蹈$x=(1-\gamma)$舞蹈$\mathbb{E}[W^U(x,z)^]$舞蹈$x$，其中 $\mathbb{E}[W^U(x,z)]$ 可以表示为

$$\mathbb{E}[W^U(x,z)] = F(z^r(x))(b+\beta R) + \int_{z^r(x)} \Big[b + \beta\lambda(\theta(x,z))(1-\eta)(M(x,z)-W^U(x,z)) + \beta W^U(x,z)\Big] dF(z).$$

利用表达式 $W^U(x,z)$，于是可得

$$\begin{aligned}&\left(1-\frac{\beta(1-\gamma)}{1-\beta\gamma}(1-F(z^r(x)))\right)\mathbb{E}[W^U(x,z)]\\ &\quad = F(z^r(x))(b+\beta R) + \frac{1-F(z^r(x))}{1-\beta\gamma}b + \int_{z^r(x)} \frac{\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\eta)(M(x,z)-W^U(x,z))}{1-\beta\gamma} dF(z).\end{aligned}$$

对x 求导并使用包络条件，这意味着乘在$dz^r(x)/dx$ 之前的项等于零，从而得到

$$\frac{d\mathbb{E}[W^U(x,z)]}{dx} = \frac{\beta\frac{d}{dx}\big(\int_{z^r(x)}[\lambda(\theta(x,z))(1-\eta)(M(x,z)-W^U(x,z))]dF(z)\big)}{1-\beta(1-(1-\gamma)F(z^r(x)))}. \quad (70)$$

由于分母为正，$d\mathbb{E}[W^U(x,z)]/dx$ 的符号由其分子决定。根据引理1证明中的包络条件和方程（55），后者由其分子决定。

$$\int_{z^r(x)} \beta\lambda(\theta(x,z))\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx} dF(z),$$

其中

$$\begin{aligned}\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx} = (1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx} + (1-\gamma)(z-\mathbb{E}[z]) + \gamma z\\ + \beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx}.\end{aligned} \quad (71)$$

因此，(70)的分子为

$$\int_{z^r(x)} \left(\frac{\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\gamma)}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}\left(\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx} + z - \mathbb{E}[z]\right) + \frac{\beta\lambda(\theta(x,z))\gamma}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))} z\right) dF(z). \quad (72)$$

It is then clea r，即$d\mathbb{E}[W^U(x、z)]/dx$与$d\mathbb{E}[M(x、z)$ −

$W^U(x,z)]/dx$。为了考察后者，注意到

$$\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)] = \int_{\underline{z}}^{\bar{z}}(xz-b)dF(z) + \int_{z^r(x)}\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\eta)(M(x,z)-W^U(x,z))dF(z) + \int_{z^s(x)}^{z^r(x)}\beta(M(x,z)-W^s(z))dF(z) + \int^{z^r(x)}\beta(W^s(x)-R)dF(z). \tag{73}$$

现在我们将对该表达式关于x 求导，以考察其符号。为此，值得注意的是。

$$\int_{z^s(x)}^{z^r(x)}\frac{\beta d(M(x,y)-W^s(x))}{dx}dF(z) = \beta\int_{z^s(x)}^{z^r(x)}\Big[(1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(x,y)-W^U(x,y)]}{dx} + (1-\gamma)(y-\mathbb{E}[y]) + \gamma y + \beta\gamma\frac{d(M(x,y)-W^s(x))}{dx} + \beta\gamma\frac{d(W^s(x)-R)}{dx}\Big]dF(z),$$

并且娱乐主管

$$\int^{z^r(x)}\frac{\beta d(W^s(x)-R))}{dx}dF(z) = \frac{\beta(1-\gamma)F(z^r(x))}{1-\beta(1-(1-\gamma)F(z^r(x)))}\times \int_{z^r}\left[\frac{\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\gamma)}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}\left(\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx}+z-\mathbb{E}[z]\right) + \frac{\beta\lambda(\theta(x,z))\gamma}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}z\right]dF(z). \tag{74}$$

利用 (72) 和上述方程，我们得到$d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]\ dx =$

$$\mathbb{E}(z) + \int_{z^r(x)}\left(\frac{\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\gamma)}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}\left(\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx}+z-\mathbb{E}[z]\right) + \frac{\beta\lambda(\theta(x,z))\gamma}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}z\right)dF(z) + \frac{\beta}{1-\beta\gamma}\int_{z^s(x)}^{z^r(x)}\left[(1-\gamma)\left(\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx}+z-\mathbb{E}[z]\right)+\gamma z\right]dF(z) + \left(\frac{\beta}{1-\beta\gamma}\frac{(1-\gamma)F(z^r(x))}{1-\beta(1-(1-\gamma)F(z^r(x)))}\times \int_{z^r(x)}\left(\frac{\beta\lambda(\theta(x,z))(1-\gamma)}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}\left(\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx}+z-\mathbb{E}[z]\right)+\frac{\beta\lambda(\theta(x,z))\gamma}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}z\right)dF(z)\right). \tag{75}$$

下一步是考察（75）中所有乘在 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]\,dx$ 前的项之和是否小于 1。如果是，将所有这些项归组，并求解 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]/dx$，便可推出 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]/dx > 0$，因为（75）右端的余项为正，而积分项 $z-\mathbb{E}[z]$也会产生一个正项。

我们接下来指出，（75）最后三行中乘在 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]\,dx$ 前面的项，大于（74）中的对应项。将（74）中的乘数项替换为（75）中的对应项后，我们将证明，（75）中乘在 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]\,dx$ 前的整个项小于 1。经过一些代数推导可知，要证明这一点，我们需要验证的是

$$\beta\left(\frac{d(M(x,y)-W^U(x,y))}{dx}+\frac{d(W^s-R)}{dx}\right)F(z^r(x))<1-\beta(1-\gamma)(1-F(z^r(x))). \tag{76}$$

将$d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]\,dx+z-\mathbb{E}[z]$,前面的各项收集起来，并代入（76）式左边，我们得到

$$F(z^r)\left(\frac{\beta(1-\gamma)(1-\beta+\beta(1-\gamma)F(z^r(x)))}{(1-\gamma\beta)(1-\beta+\beta(1-\gamma)F(z^r(x)))}+\frac{\beta(1-\gamma)(\beta(1-\gamma)(1-F(z^r(x))))}{(1-\gamma\beta)(1-\beta+\beta(1-\gamma)F(z^r(x)))}\right)$$
$$=\frac{\beta(1-\gamma)(1-\beta+\beta(1-\gamma))}{(1-\gamma\beta)(1-\beta+\beta(1-\gamma)F(z^r(x)))}F(z^r(x)). \tag{77}$$

（76）式右端可改写为 $1-\beta+\beta\gamma+\beta(1-\gamma)F(z^r(x))$。注意到

$$\beta\gamma>\frac{\beta\gamma(\beta(1-\gamma))\Big(1-\beta+\beta(1-\gamma)\Big)F(z^r(x))}{(1-\gamma\beta)(1-\beta+\beta(1-\gamma)F(z^r(x)))} \tag{78}$$

$$\beta(1-\gamma)F(z^r(x))>\frac{\beta(1-\gamma)(1-\gamma\beta)\big(1-\beta+\beta(1-\gamma)\big)F(z^r(x))}{(1-\gamma\beta)(1-\beta+\beta F(z^r(x)))}, \tag{79}$$

将它们相加后可知，右端恰好就是（77）式中的项。因此，$\beta\gamma+\beta(1-\gamma)F(z^r(x))$ 大于（77）；由此可得所需结论，因为剩余项 $1-\beta$ 大于零，且所需不等式并非紧等式。这就得到 $d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]/dx>0$。由此，根据（71）式可知 $d(M(x,z)-W^U(x,z))/dx>0$，因此根据（70）式可知 $d\mathbb{E}[W^U(x,z)]/dx>0$，且 $d(W^s(x)-R)/dx>0$。

现在我们需要考虑$W^s(x)>R$的情况。在此我们再次得到 that

$$\frac{d(W^s(x)-R)}{dx}=(1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[W^U(x,z)]}{dx},$$

其中

$$(1-\beta)\frac{d\mathbb{E}[W^U(x,z)]}{dx}=\int_{z^s(x)}\beta\lambda(\theta(x,z))\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx}dF(z) \tag{80}$$

and

$$\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx} = (1-\gamma)\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx} + (1-\gamma)(\mathbb{E}[z]-z) + \gamma(z+\beta(1-\lambda(\theta(x,z))))\left(\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx}\right), \tag{81}$$

而预期剩余则按照以下方式演变

$$\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx} = \int_{z^s(x)} z+\beta(1-\lambda(\theta(x,z)))\frac{d(M(x,z)-W^U(x,z))}{dx}. \tag{82}$$

将（81）代入（82），可得 $\frac{d\mathbb{E}[M(x,z)-W^U(x,z)]}{dx} > 0$，由此进一步可知，（80）也是正的。

最后，我们考察 x 的变化对 $z^s(x)$ 和 $z^r(x)$的影响。当$z^r(x) > z^s(x)$时，这些保留临界值函数为

$$M(x,z^s(x)) - W^s(x) = 0$$
$$\lambda(\theta(x,z^r(x)))(1-\eta)(M(x,z^r(x)) - W^U(x,z^r(x))) + (W^s(x)-R) = 0.$$

进一步可以得到

$$M(x,z^s(x)) - W^s(x) = xz^s(x) - b + \beta(1-\gamma)\mathbb{E}[\max\{M(x,z)-W^U(x,z), W^s(x)-R\}] + \beta\gamma(W^s(x)-R)$$
$$M(x,z^r(x)) - W^s(x) = xz^r(x) - b + \beta(1-\gamma)\mathbb{E}[\max\{M(x,z)-W^U(x,z), W^s-R\}] + \beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z^r(x))(1-\eta)(M(x,z^r(x)) - W^s(x)).$$

对 x 求导可得

$$z^s(x) + \beta(1-\gamma)\frac{d}{dx}\left(\mathbb{E}[\max\{M(x,z)-W^U(x,z), W^s(x)-R\}]\right) + \beta\gamma\frac{d(W^s(x)-R)}{dx} + x\frac{dz^s(x)}{dx} = 0$$
$$\frac{\lambda(\theta(x,z))}{1-\beta\gamma(1-\lambda(\theta(x,z)))}\left(z^r(x) + \beta(1-\gamma)\frac{d}{dx}\left(\mathbb{E}[\max\{M(x,z)-W^U(x,z), W^s(x)-R\}]\right) + x\frac{dz^r(x)}{dx}\right) + \frac{d(W^s(x)-R)}{dx} = 0$$

由于 $\frac{d(W^s(x)-R)}{dx} > 0$，这意味着

$$z^s(x) + x\frac{dz^s(x)}{dx} \geq z^r(x) + x\frac{dz^r(x)}{dx} + \frac{1-\beta\gamma}{\lambda(\theta(x,z))}\frac{d(W^s(x)-R)}{dx}, \tag{83}$$

这意味着，在$x = 1$处进行评估时，

$$\frac{dz^s(x)}{dx} - \frac{dz^r(x)}{dx} > z^r(x) - z^s(x).$$

上述结果由此表明，对于 $z^r > z^s$，更多的职业人力资本会使两个临界值更加接近。对于 $z^r < z^s$，在这一简化设定中，z^r 会跃至边界，$z^r = z$，而z^s 会随x增加而下降。引理2的证明至此完成。

引理 3 的证明 为了证明该引理，我们使用方程 (45) -(48)，其中我们假设不存在人力资本积累。此外，为了简化，我们令 $\gamma = 1$使得 z 生产率不发生变化。我们还关注以下情形：$z^r > z^s$ 使得 z^r，$z^s \in (z、\bar{z})$，并且不失一般性地令 $\delta = 0$。在由 A 和z描述的这一稳态环境中，请注意，在其z生产率等于z^r 的劳动力市场上，有

$$\int_{\underline{z}}^{\bar{z}} W^U(A,z)dF(z) - c = W^U(A,z^r) + \lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r)). \quad (84)$$

此外，$z < z^r$ 的工人的失业期望价值为$W^U(A,z) = W^U(A,z^r)$。这是因为在这一范围内的z值中，

$$\int_{\underline{z}}^{\bar{z}} W^U(A,z)dF(z) - c \geq W^U(A,z) + \lambda(\theta(A,z))(W^E(A,z) - W^U(A,z)))$$

而失业工人更倾向于在到达后的下一个时期更换职业。另一方面，对于$z \geq z^r$ 的工人而言，失业价值由下式给出：

$$W^U(A,z) = \frac{b + \beta\lambda(\theta(A,z))(W^E(A,z) - W^U(A,z))}{1-\beta}.$$

方程（84）可表示为

$$\beta\int_{\underline{z}}^{\bar{z}} \Big(\max\{\lambda(\theta(A,z))(W^E(A,z) - W^U(A,z)), \lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r))\}\Big)dF(z)$$
$$= \lambda(\theta(A,z^r))(W^E(A,z^r) - W^U(A,z^r)) + c(1-\beta).$$

利用 $\eta\lambda(\theta(A,z))(W^E(A,z) - W^U(A,z)) = (1-\eta)\lambda(\theta(A,z))J(A,z) = (1-\eta)\theta(A,z)k$，我们有 $R(A) = W^U(A,z^r(A))$ 可表示为

$$\frac{(1-\eta)k}{\eta}\left(\beta\int_{\underline{z}}^{\bar{z}} \max\{\theta(A,z),\theta(A,z^r)\}dF(z)\right) - c(1-\beta) = \frac{(1-\eta)k}{\eta}\theta(A,z^r), \quad (85)$$

其中，左边描述转向另一种职业的净收益，右端描述留在同一职业中的收益。通过这一推导，我们现在分析在何种条件下$dz^r/dA > 0$，并将其与竞争情形进行比较。

为了从（85）中得到dz^r/dA，我们首先使用自由进入条件和匹配函数的柯布-道格拉斯设定，从而得到一个可求解 θ 的隐函数，

$$\theta(A,z)^{\eta-1}\frac{\eta(y(A,z)-b)-\beta(1-\eta)\theta(A,z)k}{1-\beta}-k\equiv E(\theta;A,z)=0,$$

其中，求导进而意味着 θ 在A 和z中均递增，

$$\frac{d\theta(A,z)}{dj}=\frac{\theta(A,z)}{w(A,z)-b}\frac{dy_j(A,z)}{dj},\ \text{for } j=A,z,$$

并且很容易证明，在这一稳态环境中，工资方程为

$$w(A,z)=(1-\eta)y(A,z)+\eta b+\beta(1-\eta)\theta(A,z)k.$$

接下来，为了明确与职业分割在许多竞争性劳动力市场中的经济进行比较，考虑与上述相同的环境，唯一的例外是工人可以即时与企业进行匹配。和之前一样，我们假设自由进入（没有职位空缺成本），以及规模报酬不变生产。这意味着每个工人都将获得其边际产品 $y(A,z)$。重要的是，我们保持再配置摩擦不变：改变职业的工人必须放弃一个时期的生产，并在该时期结束时到达另一个职业中的随机劳动力市场。在永久性生产率 (A,z)的简单情形下，条件是$y(A,z) > b$，处于具有z的劳动力市场中的价值为 $W^c(A,z) = y(A,z)/(1-\beta)$，其中为简化起见，我们没有考虑工作破坏冲击。

块递归性在给定自由进入条件的情况下得以保持，决策仅是(A,z)的函数。失业工人最优地选择改变职业，且最优政策是保留质量z_c^r，其特征由以下方程给出

$$\beta\int\max\{y(A,z),y(A,z_c^r)\}dF(z)+(b-c)(1-\beta)=y(A,z_c^r).$$

左边表示转换职业的净收益，而右端表示.....的价值

留在就业状态并在（保留）劳动力市场中赚取y的价值。

整理上述方程后，竞争情形和摩擦情形下的保留生产率z分别满足：

$$b+\beta\int_{\underline{z}}^{\bar{z}}\frac{\max\{y(A,z),y(A,z_c^r)\}}{1-\beta}dF(z)-\frac{y(A,z_c^r)}{1-\beta}-c_c=0$$
$$\frac{(1-\eta)k}{\eta}\left(\beta\int_{\underline{z}}^{\bar{z}}\frac{\max\{\theta(A,z),\theta(A,z^r)\}}{1-\beta}dF(z)-\frac{\theta(A,z^r)}{1-\beta}\right)-c_s=0.$$

利用这些方程，竞争情形和摩擦情形下保留生产率z的响应分别为：

$$\frac{dz_c^r}{dA}=\frac{\beta F(z_c^r)\frac{y_A(A,z_c^r)}{y_z(A,z_c^r)}+\beta\int_{z_c^r}^{\bar{z}}\frac{y_A(A,z)}{y_z(A,z_c^r)}dF(z)-\frac{y_A(A,z_c^r)}{y_z(A,z_c^r)}}{1-\beta F(z_c^r)}$$
$$\frac{dz^r}{dA}=\frac{\beta F(z^r)\frac{y_A(A,z^r)}{y_z(A,z^r)}+\beta\int_{z^r}^{\bar{z}}\frac{\theta(A,z)(w(A,z^r)-b)}{\theta(A,z^r)(w(A,z)-b)}\frac{y_A(A,z)}{y_z(A,z^r)}dF(z)-\frac{y_A(A,z^r)}{y_z(A,z^r)}}{1-\beta F(z^r)}$$

这就是引理 3 中给出的表达式，其中我们利用了$\frac{\theta(A,z)}{\eta}\frac{(w(A,z)-b)(1-\eta)k}{(\theta(A,z))\,1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z))}=\frac{\lambda(\theta(A,z))}{1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z))}$这一事实，这可由

$$\eta\frac{w(A,z)-b}{1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z))}=\frac{(1-\eta)k}{q(\theta(p,z))},$$

结合自由进入条件和 Hosios 条件即可得出。引理 3 的证明至此完成。

引理 3 的推论 现在我们展示引理 3 的两个推论。首先，我们说明搜寻摩擦会为职业流动决策增添一种顺周期力量。适当选择 c_c、c_s，使得 $z_c^r = z^r$，上述表达式意味着，如果 $\theta(A,z)\,w(A,z)-b > \theta(A,z^r)\,w(A,z^r)-b$，$\forall\, z > z^r$，则 $dz^r\,dA > dz_c^r\,dA$。因此，我们现在需要证明 $\theta(A,z)\,w(A,z)-b$ 随 z 增大而增大。

$$\frac{d\left(\frac{\theta(A,z)}{w(A,z)-b}\right)}{dz}=\frac{\theta y_z(A,z)}{(w(A,z)-b)^2}-\theta\left(\frac{(1-\eta)+(1-\eta)\beta\frac{\theta}{w(A,z)-b}k}{(w(A,z)-b)^2}\right)y_z(A,z),$$

其符号与 $\eta-(1-\eta)\beta k\,\theta\,w(A,z)-b$ 相同，并且符号也与

$$\eta(1-\eta)(y(A,z)-b)+\eta(1-\eta)\beta\theta k-(1-\eta)\beta\theta k$$
$$=(1-\eta)(\eta(y(A,z)-b)-(1-\eta)\beta\theta k).$$

但是 $\eta(y(A,z) - b) - (1-\eta)\beta\theta k = y(A,z) - w(A,z) > 0$ 我们已经确立，在给定相同的 $F(z)$ 和相同的初始保留生产率 $z^r = z_c^r$的情况下，劳动力市场中的搜寻摩擦会使职业流动决策相对于竞争性基准更加顺周期。

其次，我们展示生产函数对职业流动决策顺周期性的影响。在这里，我们希望说明，在存在搜寻摩擦的情况下，如果生产函数是模块化或超模块化的（即 $y_{Az} \geq 0$），则存在一个 $c \geq$，使得职业流动决策呈顺周期性。在竞争性市场中，如果生产函数是模块化的，则对于任意 $\beta < 1$和 $c \geq 0$，职业流动决策呈逆周期性。

注意，模块性意味着 $y_A(A,z) = y_A(A, \tilde{z}), \forall z > \tilde{z}$；而超模块性意味着 $y_A(A,z) \geq y_A(A, \tilde{z}), \forall z > \tilde{z}$。因此，模块性意味着

$$\frac{dz_c^r}{dA} = \frac{1}{1-\beta F(z_c^r)} \frac{y_A(A,z_c^r)}{y_z(A,z_c^r)} \left(\beta F(z_c^r) + \beta \int_{z_c^r}^{\bar{z}} \frac{y_A(A,z)}{y_A(A,z_c^r)} dF(z) - 1 \right) < 0, \ \forall \ \beta < 1.$$

在存在摩擦的情况下，

$$\frac{dz^r}{dA} = \frac{1}{1-\beta F(z^r)} \frac{y_A(A,z^r)}{y_z(A,z^r)} \left(\beta F(z^r) + \beta \int_{z^r}^{\bar{z}} \frac{\theta(A,z)(w(A,z^r)-b)}{\theta(A,z^r)(w(A,z)-b)} \frac{y_A(A,z)}{y_A(A,z^r)} dF(z) - 1 \right).$$

如果我们能够证明，当 c 足够大时，该积分会变得足够大，以至于主导其他项，那么就证明了这一结论。首先注意到，根据生产函数的（超）模块性，对于 $z > z^r$，$y_A(A,z)$ $y_A(A,z^r)$ 至少为 1。接下来考虑项 $\theta(A,z)(w(A,z^r)-b)$ $\theta(A,z^r)(w(A,z)-b)$。注意到

$$\lim_{z \downarrow y^{-1}(b;A)} \frac{\theta(A,z)}{w(A,z)-b} = \frac{\lambda(\theta(A,z))}{1-\beta+\beta\lambda(\theta(A,z))} = 0,$$

因为 $\theta(A, z) \downarrow 0$，而 $y(A, z^r) \downarrow b$。因此，固定一个满足 $y(A, z) > b$ 的 z，$\theta(A,z)(w(A,z^r)-b)$ $\theta(A,z^r)(w(A,z)-b) \to \infty$，因为 $y(a, z^r) \downarrow b$。由于这对积分所覆盖的任意 z 都成立，积分项会变得无界大；若保留 z^r 足够低，则 dz^r/dA 严格为正。由于积分项随 z^r 连续上升，但上升速度慢于同样连续的项 $\theta(A,z^r)^{1-\beta}$，因此很容易证明 z^r关于 c 连续，并且只要 $y(A, z^r) > b$ 且 F(z) 的支撑集为全支撑，其关于 c 严格递减。此外，对于某个足够大的 $\bar{c}$，$y(A, z^r) = b$，其中 z^r 是 z^r的下界。因此，当 $c \uparrow z^r$时，$dz^r/dA > 0$。

工作分离 这里我们展示 C.1.2节中所述的所有 A 情况下$z^r(A) > z^s(A)$ 时z^s 斜率的推导。注意，$R(A) = b+\beta\theta(A,z^r(A))k(1-\eta)/1-\beta \quad \eta$。该函数关于 A 的导数等于

$$\frac{\beta k(1-\eta)}{(1-\beta)\eta}\frac{\theta}{w(A,z^r(A))-b}\left(y_A(A,z^r(A))+y_z(A,z^r(A))\frac{dz^r(A)}{dA}\right). \qquad (86)$$

由于 w(A,z^r(A)) − b = (W^E(A, z^r(A)) − W^U(A, z^r(A)))(1 − β(1 − δ) + $\beta\lambda$(θ(A,z^r(A)))) 且 $\theta\beta$ k(1−η) (1−β)η = $\beta\lambda$(θ(A, z^r(A)))(W^E(A, z^r(A)) − W^U(A, z^r(A))，我们发现 (86) 化简为

$$\frac{\beta\lambda(\theta(A,z^r(A)))}{1-\beta(1-\delta)+\beta\lambda(\theta(A,z^r(A))}\left(y_A(A,z^r(A))+y_z(A,z^r(A))\frac{dz^r(A)}{dA}\right). \qquad (87)$$

根据分离的临界条件，我们得到 (1 − β)R(A) = y(A,z^s(A))。对 A求导可知，左侧等于(87)，右侧等于 y$_A$(A, z^s(A)) + y$_z$(A,z^s(A))$_{dz^s}$(A) dA。整理后得到 C.1.2节中的方程。

———

C.4.4 竞争性求职模型的证明

引理4的证明 固定任意职业 o ，并考虑一家向生产率为 z 的劳动者承诺$W \geq W^U(A,z)$ 的企业，该企业以使其利润$J(A,z,W)$ 最大化的方式兑现这一价值，即求解（22）。现在考虑一个替代报价 ˆ$W \neq W$，该报价同样为失业工人所接受，并且对企业而言，在给定 ˆW 时同样使利润$J(A,z,\hat{W})$最大化。那么，采用 ˆW 的最优策略、但在第一期额外向劳动者转移$W - \hat{W}$以兑现W 的替代策略，其最优性必然不高于前者；利用劳动者的风险中性，这导致了

$$J(A,z,W) \geq J(A,z,\hat{W}) - (W-\hat{W})$$

同样，类似的推理意味着 $J(A,z,\hat{W}) \geq J(A,z,W) - (\hat{W} - W)$，这与前一个方程一起意味着

$$J(A,z,W) \geq J(A,z,\hat{W}) - (W-\hat{W}) \geq J(A,z,W) - (\hat{W}-W) - (W-\hat{W}),$$

因此，对于所有满足 M(A, z) ≥W, ˆW ≥ W^U 的情况，必有 J(A, z, W) = J(A, z, ˆW) − (W − ˆW)。J 的斜率为 -1，故其可微性立刻可得。此外，M(A, z, W) = W + J(A, z, ˆW) + ˆW − W = M(A, z, ˆW) ≡ M(A, z)。最后，如果 W′(A′, z′) <

明天提供 $W^U(A', z')$，而 $M(A', z') > W^U(A', z')$，那么提供 $W^U(A', z')$ 是有利可图的偏离，因为 $M(A', z') - W^U(A', z') = J(A', z', W^U(A', z')) > 0$是可行的。至此，引理 4 的证明完成。

引理5的证明 固定任意职业 o，并考虑生产率 z，使得 $M(A, z) - W^U(A, z) > 0$。由于我们只考虑这一生产率，且生产阶段的延续价值 $J(A, z, W)$ 和 $W^U(A, z)$ 已知，为方便记号，省略对 A、z 的依赖。自由进入意味着 $k = q(\theta)J(W) \Rightarrow dW\, d\theta < 0$。注意，由此可知，工人在（20）中的被最大化函数在满足（24）的条件下关于 W 连续；并且只要 $M > W^U$，该函数在 $W = M$ 和 $W = W^U$ 处取零值，在中间的 $\overline{W}$ 取严格正值：因此，该问题在 $[W^U、M]$ 上存在一个内点最大值。尚需证明的是，一阶条件足以保证取得最大值，且最大化解集合是单元素集合。

在自由进入条件所隐含的市场紧张度约束下，求解劳动者发布最优值的问题，可得以下一阶条件（乘数为 μ）：

$$\begin{aligned} \lambda'(\theta)[W - W^U] - \mu q'(\theta) J(W) &= 0 \\ \lambda(\theta) - \mu q(\theta) J'(W) &= 0 \\ k - q(\theta) J(W) &= 0 \end{aligned}$$

利用匹配函数规模报酬不变的性质，可得 $q(\theta) = \lambda(\theta)/\theta$。结合上述三个方程，可解出 μ 和 $J(W)$，

$$0 = \lambda'(\theta)[W(\theta) - W^U] + \frac{\theta q'(\theta)}{q(\theta)} k \equiv G(\theta),$$

其中，我们根据自由进入条件将W 写成 θ 的函数。然后，可以推导出 $G'(\theta)$，其表达式为

$$G'(\theta) = \lambda''(\theta)[W(\theta) - W^U] + \lambda'(\theta) W'(\theta) + \frac{d\varepsilon_{q,\theta}(\theta)}{d\theta},$$

其中 $\varepsilon_{q,\theta}(\quad \theta)$ 表示职位填补率相对于 θ 的弹性，以及

$$\frac{d\varepsilon_{q,\theta}(\theta)}{d\theta} = \frac{q'(\theta)k}{q(\theta)} + \frac{\theta[q''(\theta)q(\theta) - q'(\theta)^2]k}{q(\theta)^2}.$$

由于右端的前两项严格为负，当$\varepsilon_{q,\theta}(\theta) \leq 0$时，$G'$ 严格为负。后者随后保证存在唯一的 $\tilde{W}f$ 以及相应的 θ，使得

使工人问题最大化。这就完成了引理5的证明。

参考文献

[1] Carrillo-Tudela, C. 和 L. Visschers。2013年。《商业周期中的失业与内生再配置》。IZA 工作论文，第7124号。[2] Hagedorn, M. 和 I. Manovskii。2008年。《均衡失业与职位空缺的周期性行为再探》。《美国经济评论》，98（4）：1692-1706。[3] Hosios, A.。1991。《关于匹配效率及相关搜寻与失业模型》。《经济研究评论》，57（2）：279-298。[4] Menzio, G. 和 S. Shi。2010。《在职定向搜寻、异质性与总量波动》。《美国经济评论》，100（2）：327-332。[5] Menzio, G.、I. Telyukova 和 L. Visschers。2016。《生命周期中的定向搜寻》。《经济动态评论》，19：38-62。[6] Moen, E.。1997。《竞争性搜寻均衡》。《政治经济学杂志》，105（2）：385-411。[7] Mortensen, D. 和 E. Nagypal。2007年。《关于失业与职位空缺波动的进一步研究》。《经济动态评论》，10：327-347。[8] Shimer, R.。2005年。《均衡失业与职位空缺的周期性行为》。《美国经济评论》，95（1）：25-49。