
劳动供给弹性估计： 理解新时期中国劳动力市场转变

程 杰 朱钰凤*

内容提要 劳动供给弹性是劳动经济学中的一个基础性概念,也是判断经济发展和劳动力市场转变的重要依据。本文利用 2011–2018 年全国流动人口监测调查数据和 2005 年全国 1% 人口抽样调查微观数据,估算流动人口劳动参与弹性和劳动时间弹性,观察劳动供给弹性的趋势性变化与群体差异。研究表明,2010 年以来中国流动人口总体劳动参与弹性呈现明显的下降趋势,流动人口劳动参与对于工资水平的边际效应 2005 年的 1.23 下降到 2018 年的 0.53;2005 年流动人口劳动时间对于工资水平的弹性值为 0.15,2011–2018 年下降到 0.09。劳动供给弹性快速下降反映出中国劳动力市场从二元经济阶段向新古典经济阶段转变。

关键词 流动人口 劳动供给弹性 劳动参与率 劳动力市场转变

一 引言

改革开放以来,中国大规模人口迁移与经济快速发展基本同步,特别是农村劳动力向城镇迁移为中国经济增长提供关键支撑,流动人口是城镇新增劳动力的主要供给来

* 程杰:中国社会科学院人口与劳动经济研究所 北京市东城区王府井大街 27 号 100006 电子邮箱:chengjie@cass.org.cn;朱钰凤:中国社会科学院大学 电子邮箱:yufeng693@163.com。

本文得到国家自然科学基金智库研究项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”(71642003)和国家自然科学基金面上项目“社会保障的经济效应研究”(71673295)的资助。感谢匿名审稿人提出的建设性意见,文责自负。

源,逐渐成为城镇劳动力市场的重要组成部分。中国经济发展呈现出典型的二元经济结构特征,改革开放初期现代经济部门开始扩张,在工资水平没有实质性增长情况下,剩余劳动力持续不断地转移到新兴部门就业,形成一个二元经济发展过程。大量边际产出近似为零的农村剩余劳动力向城镇迁移,改变了流动人口的生存状况(蔡昉,2010)。从城镇劳动力市场角度来看,农村劳动力近似无限供给,农村向城镇转移劳动力大多集中在“次级劳动力市场(secondary labor market)”,这一群体的实际工资水平长期处于停滞状态,但源源不断的新增农村转移劳动力持续流入城镇劳动力市场,工资只要变化一点点就能够极大地调动劳动者积极性。理论上来看,这一时期流动人口的劳动供给对工资收入的弹性近似于无穷大,流动人口的劳动供给弹性主要表现为迁移弹性。

进入21世纪,城镇国有企业改制基本完成,市场化和全球化步伐加快,经济继续保持高速增长,劳动力需求旺盛,劳动力市场结构也悄然发生变化。2003年中国沿海地区出现了“民工荒”现象,地区间、企业之间开始争夺劳动力,背后反映出劳动力市场供求关系的重要转变。劳动力需求增长速度开始超过劳动力供给增长速度,普通劳动者工资经历快速提高,劳动力无限供给的时代已经终结,工资形成基础逐渐从生存水平转变为劳动边际生产力,中国迎来了“刘易斯转折点”(Cai and Wang,2010)。流动人口从近似无限供给转变为相对短缺的有限供给,他们对城镇劳动力市场变化的反应发生改变,根据工资变化做出迁移和劳动供给决策,继续吸引劳动力转移要求工资水平实质性提高。迁移弹性是总体劳动供给弹性的重要构成,流动人口的劳动供给弹性从近似无穷大转变为一个可观测的正值。

2010年以来,中国人口与经济结构发生深刻变化,经济发展进入新阶段。2010年从实际汇率计算的中国人均GDP超过4300美元,按世界银行的标准,中国已经步入中等偏上收入国家行列,但同时经济增速趋于放缓,增长方式也从传统要素驱动型逐渐转向创新驱动型。劳动力供给总量发生转折性变化,国家统计局公布数据显示,15-59岁劳动年龄人口在2011年达到峰值(9.25亿),之后开始逐年减少,2012-2018年劳动力总量累计减少约2600万人。2018年劳动力市场再次出现一个转折性信号,全国就业人员总量在达到7.76亿人高峰之后首次出现下降,在未来较长时期,这一趋势不可逆转。全国流动人口^①总量在2014年达到2.53亿人高峰之后开始缓慢下降,外出农民工^②

① 按照国家统计局统计口径定义,流动人口指居住地与户口登记地所在的乡镇街道不一致且离开户口登记地半年以上的人口,不包括市辖区内人户分离人口。

② 按照国家统计局统计口径定义,农民工指户籍仍在农村,在本地从事非农业或外出从业6个月及以上的劳动者,外出农民工指在户籍所在乡镇地域外从业的农民工。

数量在 2018 年达到 1.7 亿人,但增速持续放缓并接近零增长。劳动供给形势已经发生重大转变,但这一时期工资水平和劳动力成本仍然保持较快增长,长期以来支撑中国经济增长的“人口红利”逐渐消失,这背后蕴含着劳动力供给弹性的变化,城市部门工资增长不再能够持续驱动农村人口向城镇迁移就业,二元经济结构中城市部门的“拉力”作用弱化,农业部门中劳动力资源“蓄水池”逐渐干枯,迁移弹性在总体劳动供给弹性中的影响下降。

在人口和劳动力总量趋于稳定甚至减少的情况下,继续挖掘劳动供给潜力只能依靠提高劳动参与率和增加劳动时间。一般而言,劳动参与率相对于劳动时间对劳动供给的边际贡献更大。在其他条件不变情况下,全社会的总体劳动参与率提高 1%,就意味着劳动供给总量提高 1%,假定劳动产出弹性为 0.5,这就意味着经济增长提高 0.5%,这也正是人口老龄化严重的日本、欧盟等发达经济体高度关注劳动参与率的原因。利用全国人口普查和 1% 人口抽样调查数据估算显示,2010-2015 年中国 16-65 岁人口的劳动参与率下降了 4.7%,由此导致 GDP 减少 9.1%,即平均每年下降约 1.8% (都阳和贾朋,2018)。现实中劳动参与率受到经济发展水平、劳动力市场制度和观念等多种因素影响。通常情况下,随着经济发展向更高阶段迈进,劳动者参与劳动力市场的保留工资更高,劳动供给弹性倾向于下降,发达国家旨在提高劳动参与率和劳动时间而施行的公共政策实际效果并不理想。

新时期中国劳动参与率和劳动时间是否还有潜在挖掘空间? 流动人口是城镇劳动力市场重要的供给主体,而且对劳动力市场反应最灵敏,以流动人口为观察对象,并与城镇本地户籍人口进行对比分析,能够找到更清晰的答案。如果劳动参与率和劳动时间对于工资收入仍然富有弹性,那么中国仍然有条件通过传统方式维持劳动力供给;相反,若劳动供给弹性已经显著下降或趋于缺乏弹性,则意味着中国劳动力市场已经发生深刻转变,通过直接增加劳动供给推动经济持续增长的空间越来越小,难度越来越大。经济增长必须依赖于劳动生产率提升,这要求经济发展方式从传统要素驱动型向生产率驱动型转变,这也符合经济新常态下增长动力从要素驱动、投资驱动转向创新驱动的内在要求。

流动人口劳动供给弹性变化对于理解新时期中国经济发展具有启示意义。在中等收入阶段向高收入阶段跨越过程中,工资收入增长能否继续激励流动人口参与劳动力市场或增加劳动时间? 本研究利用全国代表性调查数据估算劳动参与弹性和劳动时间弹性,观察新时期以来流动人口对于经济发展阶段转变和劳动力市场变化的劳动供给反应。本研究的主要贡献包括以下四个方面: (1) 利用全国代表性的微观数据

估算出中国流动人口的劳动供给弹性。(2) 利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查微观数据^①,在统一分析框架下进行估算,保证两套数据的全国代表性和可比性,对流动人口劳动供给弹性做出趋势性判断。(3) 利用工资方程估计出劳动力市场中“影子价格”,再估算劳动供给弹性,在考虑到个体和家庭供给层面因素的同时,控制城市层面劳动需求因素,劳动供给弹性估计的经验模型得以改进,这也符合中国经济发展的供给侧和需求侧都在加快转变的现实。(4) 从劳动供给弹性视角观察中国劳动力市场和经济发展阶段转变,对于理解中国经济新常态的内涵具有启示意义。

二 文献综述

劳动供给弹性是劳动经济学领域的基础性概念。总体劳动供给弹性变化反映了一个国家或地区经济和劳动力市场发展阶段的转变,对宏观经济运行和企业经营决策具有重要影响,也影响到政府公共政策如最低工资、税收调整的实际效果。劳动供给弹性是成熟市场经济国家宏观调控和公共政策必须要考虑的重要参数。对于劳动供给弹性的估算也是国际相关领域长期跟踪关注的基础性工作。Douglas(1934)首次对劳动供给弹性进行估计,利用 1920 年美国制造业普查数据估计劳动供给弹性在 0.1-0.2 之间。Mcelroy(1981)构建了跨时期劳动供给模型,提出 Frisch 需求函数,即财富边际效用不变的需求函数,表明个体在某一时期决定劳动供给数量时,除了固定的利率和时间偏好外,只需要考虑当期以及其他所有时期的工资。Osan and Inoue(1991)使用日本时间序列数据估计劳动供给的 Frisch 弹性,劳动时间对于工资率的弹性估计结果在 0.06-0.13 之间。Whalen(2012)基于生命周期增长模型估计得出劳动供给的 Frisch 弹性在 0.27-0.53 之间。Schroeder(2016)利用动态固定效应模型,发现劳动时间对工资的弱依赖性为延迟调整的结果,滞后相关变量估计结果显示,劳动供给弹性增加至 0.31-0.33 之间,这表明人们需要时间来调整对于工资的变化。Booth(2011)估算澳大利亚不完全竞争市场劳动供给弹性约为 0.71,与英国的估计结果 0.75 基本接近。Dostie and Kromann(2013)研究经济收缩和经济扩张时期的劳动供给弹性,发现在经济扩张时期劳动供给弹性均值在 4.0 左右,在经济衰退时期均值在 1.6 左右,这为实际工资的顺周期性提供一种解释,即经济在扩张时期工资对于劳动供给的影响

^① 2005 年全国 1% 人口抽样调查(即“小普查”)是仅有一次涉及工资收入信息的全国范围人口抽样调查,历次人口普查和小普查均没有再采集工资收入信息。

会增强,在经济衰退时期工资对于劳动供给的影响会减弱。Ashenfelter *et al.* (2010) 运用一个自然实验考察工资对于劳动供给长期影响,使用出租车司机的面板数据集,估计得出劳动供给弹性为 -0.2 ,这意味着工资提高所产生的收入效应大于替代效应。

劳动供给弹性估算可分别从微观和宏观不同角度观察,微观与宏观劳动供给弹性之间也存在相关性。Kim (2012) 结合不完全市场的劳动不可分性与保留工资异质性假设,分别探讨宏观和微观的劳动供给弹性,研究表明当微观劳动供给弹性为 0.4 时,宏观的劳动供给弹性约为 1 ,微观劳动供给弹性相对更小。Rogerson and Wallenius (2016) 假设个人劳动供给弹性范围在 $0.05-1.25$,发现相应的宏观劳动供给弹性在 $2.25-3$ 之间。Fiorito and Zanella (2012) 研究发现,微观劳动供给弹性在 0.1 时,宏观劳动供给弹性在 $1.1-1.7$ 之间。William (2016) 通过校准了一般均衡模型中宏观劳动供给弹性与微观劳动供给弹性之间的差距,使得微观劳动供给弹性从 0.2 增加到 $2.9-3.1$ 。

劳动供给弹性的差异反映了劳动供给行为在群体之间表现出异质性。Johnson and Pencavel (1984) 发现不同群体之间的劳动供给弹性存在差异。性别差异一直是关注焦点,Dostie (2013) 总结了 2005 年之前加拿大妇女劳动供给弹性,估计结果分布在 $-0.8-0.2$ 之间。Evers *et al.* (2008) 分性别对劳动供给弹性进行估计,发现荷兰女性的劳动供给弹性为 0.5 ,男性为 0.1 ,女性明显更高。Sachiko and Yamamoto (2007) 观察 1990 年代日本劳动供给 Frisch 弹性,估计得到总劳动供给弹性在 $0.7-1.0$ 之间,其中,男性在 $0.2-0.7$ 之间,女性在 $1.3-1.5$ 之间,大于 Whalen and Reichling (2017) 估计的 $0.3-0.5$ 。Creedy and Mok (2019) 分性别和子女状况估计新西兰居民劳动供给弹性,单身女性的劳动供给弹性为 0.6 ,单身男性为 0.1 ,已婚有孩男性和已婚有孩女性分别为 0.2 和 0.5 ,已婚无孩男性和已婚无孩女性分别为 0.2 和 0.3 。Janti *et al.* (2015) 发现美国女性劳动供给弹性为 0.2 ,大于男性的劳动供给弹性,对加拿大劳动供给弹性估计表明,男性的劳动供给弹性是 0.5 ,大于女性的 0.2 ,劳动供给弹性性别差异在国家之间表现不同。对于流动人口劳动供给弹性的研究并不多见。Bertoli *et al.* (2016) 估计 1992-2009 年短期菲律宾移民的劳动供给弹性高达 8.6 ,这意味着短期菲律宾移民对于不同地方雇主提供的工资非常敏感。

中国劳动力市场发育相对滞后,关于城乡劳动力供给形势讨论较多,开展劳动参与和劳动供给行为的研究起步较晚,利用全国代表性数据专门开展劳动供给弹性估算的基础性研究比较薄弱,针对流动人口劳动供给弹性估算更是少见。Li and Zax (2003) 较早利用微观数据估算了家庭收入水平对于中国城镇就业人员的劳动供给弹性,发现年劳动时间对于家庭收入的弹性为 -0.03 。张世伟和周闯 (2009,2010) 利用

中国健康和营养追踪调查数据和中国家庭收入调查数据,应用微观经济计量方法对中国城镇劳动供给行为进行相关研究发现,劳动参与的工资弹性要远远大于收入弹性,女性和男性的劳动参与工资弹性分别为 0.69 和 0.21,女性劳动参与弹性更强。周闯和张世伟(2009)同样利用 2002 年中国家庭收入调查数据估计表明,低收入女性劳动时间的工资弹性为 -0.32,中高收入女性的劳动时间弹性为 0.14,据此判断认为倒 S 型劳动供给曲线在中国城镇劳动力市场是存在的。李雅楠(2016)利用中国社会科学院 2001 和 2010 年实施的两轮城市劳动力抽样调查数据,选用离散选择模型分别估计城市本地户籍人口与外来流动人口的劳动供给弹性,研究表明,本地劳动力的劳动时间和参与弹性大于外来劳动力,女性的劳动时间和参与弹性显著大于男性,受教育程度更高的劳动力的供给弹性更高,2010 年相对于 2001 年劳动时间弹性和劳动参与弹性都出现下降。郭继强(2005)认为劳动者受制于最低必需支出约束,城市次级劳动力市场中存在一段向右下方倾斜的劳动供给曲线,利用上海市 1995 年流动人口调查数据研究发现,当小时工资对数小于 1.25 时,劳动时间弹性为负数,这主要归因于短期内大量农民工涌入导致城市劳动力市场供过于求。罗小兰(2007)估计得到农村转移劳动力的非农劳动时间与工资之间的反向关系,认为非农劳动供给曲线向右下倾斜。相关研究在经验模型上没有处理好内生性问题和自选择偏差问题。封进和张涛(2012)专门观察农村转移劳动行为,将转移劳动力供给弹性区分为外出劳动时间弹性与参与弹性,发现外出劳动时间弹性远远小于参与弹性,提高工资可以增加外出打工的可能性,但对外出劳动力在外打工的持续时间影响很小,男性的外出劳动时间弹性为 0.40,女性为 0.68,受教育程度较低者为 0.45,新一代农民工为 0.66,较高教育程度者、老一代农民工的时间弹性不显著。工资水平提高对于农村男性劳动力具有更强的非农就业激励作用,常进雄和赵海涛(2014)利用 1993-2011 年中国健康和营养追踪调查数据估算显示,农村男性居民非农劳动参与对于工资水平的边际效应为 3.98,而农村女性居民这一边际效应仅为 1.80。

总体来看,劳动供给弹性是经济学领域的一个基础性概念,对于经济发展、经济学理论以及公共政策具有重要意义。国际上对于劳动供给弹性估算和趋势变化保持长期关注,相关经验研究比较丰富,国内学者倾向于将其视为经济学理论的基本概念进行阐释,认为其是一个较长时期保持不变的参数,对于劳动供给弹性估算的学术价值和现实含义不足。当然,缺乏高质量的全国代表性数据是一个客观约束,也是研究劳动供给弹性的一大挑战,数据代表性、统计口径、模型估计方法和控制变量处理、数据采集时点等都可能造成估计结果不一致,从而带来可比性问题。近些年国内高质量、

代表性的微观数据可获得性明显改善,但相关研究并未因此持续跟进,利用全国代表性数据观察 2010 年以来劳动供给弹性变化,有助于理解中国经济新常态的丰富内涵。

三 理论背景、研究方法与数据

(一) 理论背景

个体劳动决策是收入(消费)和闲暇的函数,即个人从既定的收入(消费)和闲暇中获得的满足感,是否参与劳动和劳动时间配置取决于工资收入变化带来的替代效应和收入效应的大小。替代效应更强意味着个体倾向于为了获得收入(消费)而增加劳动供给,反之,收入效应更强意味着个体倾向于通过减少工作、增加闲暇而获得效用。劳动供给曲线刻画了劳动力价格(工资)和劳动供给之间的关系,在劳动经济学理论中描绘了一条经典的“向后弯曲”劳动供给曲线。当工资收入较低时,个体劳动者倾向于随着工资增长而增加劳动供给,替代效应更强,劳动供给弹性为正,当工资收入较高时,个体劳动者可能更看重闲暇而减少劳动供给,收入效应更强,此时劳动供给弹性为负。这一理论假说基于新古典经济学的市场完全竞争且市场出清,劳动要素均质且有限供给等假设,对于中国这样的典型转型经济体有必要做延伸讨论。

新古典增长理论把经济增长看作单一、匀质的过程,具有局限性,理解中国经济发展需要将马尔萨斯贫困陷阱、刘易斯二元经济发展、刘易斯转折点和新古典增长等几种类型或阶段融入一个贯通的理论框架(蔡昉,2013a)。中国是一个多重转型经济体,从计划经济向市场经济的体制转型与城乡二元结构向城乡一体化转型同步推进,劳动供给曲线可能呈现出更复杂而丰富的特征。基于二元经济的刘易斯模型(Lewis, 1954)和新古典经济学框架下的劳动供给理论有助于我们更好地理解中国劳动供给曲线特征以及劳动

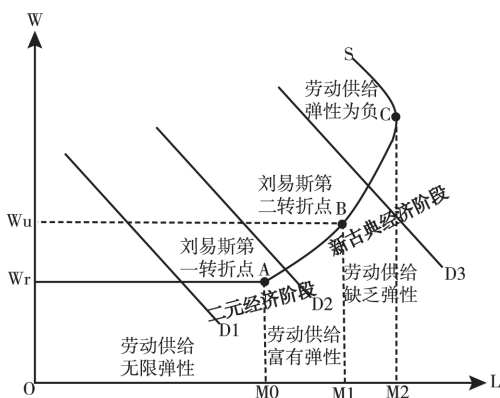


图1 从二元经济向新古典经济转变的“四阶段”劳动供给曲线假说

资料来源: 作者绘制。

供给弹性变化。据此,我们可以将劳动供给曲线的变化扩展为四个阶段(见图1):

第一阶段是劳动供给弹性近似无穷大。以农业经济为主导的城乡二元经济发展

初期,农村劳动力近似无限供给,农业部门存在大量边际产出近似为零的农村剩余劳动力,农村工资水平由农村劳动力的平均产出而非边际产出决定,即维持最低生存水平的制度性工资(institutional wage),现代城市部门的工资(W_u)超过农村制度性工资(W_r)情况下,传统农业部门对现代城市部门提供具有无限弹性的劳动力。

第二阶段为劳动供给弹性转变为正但依然富有弹性。城市现代部门持续扩张,劳动力需求曲线逐渐右移(从 D_1 到 D_2),劳动力需求增长速度超过劳动力供给增速,农村剩余劳动力被城市部门逐级吸收完毕,劳动力不再无限供给,农村劳动力边际产出从零转变为正并开始逐渐提高,但依然低于现代城市部门的工资水平,即供给曲线中从 A 到 B 阶段,城市部门的扩张继续吸收农村劳动力转移,这意味着“刘易斯第一转折点”(A 点)的到来,劳动供给曲线开始向右上方倾斜,但供给弹性仍然很大。

第三阶段是劳动供给弹性依然为正但缺乏弹性。城市部门继续扩张,传统农业部门与现代城市部门的劳动边际产出完全相等,城乡一体化的劳动力市场形成,二元经济状态终结,新古典经济学的假设条件成立,这意味着“刘易斯第二转折点”(B 点)的到来,标志着经济发展从二元经济阶段转向新古典经济阶段。至此,城乡劳动力根据统一的工资水平进行劳动供给和双向迁移决策,劳动供给曲线向上倾斜且更加陡峭,工资对劳动供给的替代效应减弱、收入效应增强,供给弹性明显下降并趋向于为零。

第四阶段就是劳动供给弹性转变为负。经济发展进入更高阶段,城乡居民生活需求层次提升,更加看重消费和闲暇,经济发展更加依靠生产率提升,工资水平提高倾向于激励劳动者减少工作,增加闲暇,工资对劳动供给的收入效应超过替代效应,即劳动供给曲线发生转折(C 点)进入到“向后弯曲”阶段,劳动供给弹性由正转负。

从二元经济向新古典经济转变的“四阶段”劳动供给曲线假说为我们理解中国经济发展阶段和劳动力市场转变提供了一个较为完整的理论背景。按照“四阶段”理论分析框架的基本假设,在二元经济阶段(即第一、二阶段)城乡两部门劳动力迁移弹性是劳动供给弹性的重要构成,在进入新古典经济阶段(即第三、四阶段)之后,农村剩余劳动力转移殆尽,流动人口在城市稳定居住和就业并成为城镇劳动力供给重要主体,城乡经济和劳动力市场一体化基本实现,城乡劳动力迁移弹性的影响逐渐弱化,新古典经济意义的劳动供给弹性变动趋势成为经济发展阶段和城镇劳动力市场变化的重要反映。本研究关注于中国进入新时期以来劳动供给弹性变化及其背后的发展阶段寓意,尤其流动人口高度集中在市场化部门,其劳动供给弹性更接近于完全竞争状

态下的劳动供给反应,对于理解中国从二元经济向新古典经济转变更具有启示意义^①。

(二) 经验研究设计

按照 Heckman(1993) 的定义,劳动供给的变化包括劳动力市场“广延边际”(extensive margin) 和“集约边际”(intensive margin) 两方面的调整,广延边际调整是指劳动参与(或就业)的变化,而集约边际调整是指就业条件下劳动时间的变化。观察劳动供给变化有必要从劳动参与和劳动时间两个角度进行,经验研究中通常将劳动供给弹性理解为劳动时间对于工资变化的反应即劳动时间工资弹性,但实际上劳动参与相对于劳动时间对劳动力市场影响更敏感、也更重要(Heckman,1993)。本研究将流动人口的劳动供给行为放置于中国二元经济向新古典经济转变的框架中,从劳动参与率和劳动时间两个维度同时考察流动人口对劳动力要素市场价格的反应。

经验研究基于经典的劳动供给理论,劳动决策模型反映个体的劳动供给行为,可以通过劳动参与和劳动时间来反映,即构建劳动参与模型(labor participation model) 和劳动供给模型(labor supply model)。从微观层面估计劳动供给弹性的经验研究,如何寻找合适的劳动力市场工资信号是一大挑战,影子工资(shadow wage) 信息难以直接获取,能够直接可获得的个体实际工资直接放入模型中估计存在选择性偏差带来的内生性问题。经验研究的常规思路是用个体所属的特定地区或群体的平均工资反映市场工资率,具体包括三种方式:一是滞后一期城市层面的小时工资作为所在区域个体的市场工资信号;二是考虑到群体之间的异质性和劳动力市场分割,采用城市层面分性别、年龄和教育水平分组的平均工资作为影子工资(都阳和贾朋,2018);三是为进一步弱化内生性和选择偏差影响,采用工资方程估计的个体潜在工资水平(imputed wage) 反映潜在的个体能够从劳动力市场中获得的工资(Heckman,1979; 张世伟和周闯,2010; 李雅楠,2016)。

本研究的经验研究思路可以分为三个步骤:(1) 首先使用经典的 Mincer(1974) 工资方程估计出样本个体的潜在工资水平(imputed wage),更准确地获得个体的劳动力市场工资信号。(2) 利用劳动参与模型,采用 Probit 方法估计劳动参与弹性,用工资方程估计的潜在工资水平解释劳动力市场工资变化对于个体劳动参与决策影响。Blundell and Smith(1994) 研究表明,对所有个体均采用预测的市场工资水平估计结构式劳

^① 当然,理想的研究设计是将城乡迁移弹性和城市内部劳动供给弹性纳入统一分析框架,对“四阶段”分析框架进行长周期的观察和检验,但受制于全国代表性数据可获得性,这一研究设想目前尚不具备基础条件。

动参与方程可以得到一致的估计量。(3) 进一步考虑个体劳动参与具有非随机性带来的“自选择性偏差”,再利用 Heckman(1979) 两阶段模型估计劳动时间弹性。

本研究特别关注中国发展阶段变化、劳动力市场供需结构变化以及城乡二元经济结构下的群体之间差异,模型中做出三方面处理:(1) 中国经济发展阶段加快转变,利用全国代表性的微观调查数据进行模型估计,以 2005 年为基期观察新时期以来劳动供给弹性变化趋势。(2) 在模型中控制劳动力市场需求变化,以城市层面的实际人均 GDP 和调查失业率来反映。(3) 利用全国代表性的微观数据分别对城镇本地人口和流动人口的劳动供给弹性进行估算,观察两个群体对于劳动力市场变化的反应差异。

标准的 Mincer 工资方程采用半对数函数形式,主要解释劳动力市场对学校教育 and 在职工作经验积累两种人力资本投资回报水平,经验研究大多在此基础上进行扩展,以更好地解释工资的决定机制或工资差异的来源。

$$\ln w_i = \alpha_0 + \beta_1 edu_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + \beta_4 gender_i + \beta_5 hukou_i + \beta_6 Z_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中,个体 i 实际工资水平 w_i 由受教育水平 edu_i 和工作经验 exp_i 两个主要因素决定,工作经验按照通常做法,以年龄作为代理变量。考虑到劳动力市场性别歧视、户籍歧视以及地区分割,我们控制了性别 $gender_i$ 和户籍类型 $hukou_i$,此外还控制了省份和年份等因素 Z_i 。 α_0 表示常数项, $\beta_1 - \beta_6$ 表示各变量估计系数, ε_i 表示随机扰动项。根据公式(1) 得到待估计参数,用全部样本可以模拟得到个体的模拟工资 \overline{w}_i ,即我们所要寻求的潜在工资水平(imputed wage)。在此基础上,借助经典的劳动参与模型,直接将工资方程估计得到的模拟工资 \overline{w}_i 作为关键解释变量,利用 Probit 方法估计劳动力市场的工资变化对于个体劳动参与的影响,计算得到工资的劳动参与弹性。

$$\Pr(p_i = 1) = F(\gamma_1 \ln \overline{w}_i + \gamma_2 \mathbf{I}_i + \gamma_3 \mathbf{F}_i + \gamma_4 \mathbf{D}_i)$$

$$p_i^* = \gamma_1 \ln \overline{w}_i + \gamma_2 \mathbf{I}_i + \gamma_3 \mathbf{F}_i + \gamma_4 \mathbf{D}_i + \varepsilon_i p_i = \begin{cases} 1: p_i^* > 0 \\ 0: p_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

其中, $\Pr(p_i = 1)$ 表示劳动参与的概率, $F(\cdot)$ 表示概率分布函数,采用极大似然估计法进行参数估计。 p_i^* 表示不可观测的决定个体是否参与劳动的潜变量, p_i 表示个体是否参与劳动。 \mathbf{I}_i 表示个体特征变量(包括性别、年龄、受教育年限、户籍类型、流动类型、流动时间等), \mathbf{F}_i 表示家庭特征变量(包括家庭人口数量、家庭人口平均年龄、少儿抚养比和老人抚养比等), \mathbf{D}_i 表示需求层面变量(包括城市层面的实际人均 GDP 和调查失业率)。 $\gamma_1 - \gamma_4$ 表示各变量估计系数, ε_i 表示随机扰动项。

在此基础上,我们进一步采用 Heckman 两阶段模型方法估计劳动时间弹性:第一

步借用 Probit 模型来估计劳动参与决策, 简化方程与式(2)基本一致, 即模型结构与前面基于模拟工资的劳动参与模型基本一致, 不同之处在于可观测的解释变量只包括个体特征 I_i 、家庭特征 F_i 以及需求层面 D_i 因素, 不包括个体的模拟工资水平 w_i , 这一步主要目的是根据劳动参与决策方程估计得到逆米尔斯比 λ_i , 即公式(3), $\varphi(\cdot)$ 是标准正态分布的概率密度函数, $\Phi(\cdot)$ 是服从标准正态分布的分布函数。第二步基于 OLS 估计劳动时间, 关键在于引用第一阶段得到的逆米尔斯比 λ_i 来纠正样本选择偏差, 克服样本的选择性偏差, 简化方程表述为公式(4), 其中, 被解释变量 LS_i 为劳动时间, 解释变量包括个体工资水平 w_i 、个体和家庭以及需求层面的可观测变量 z_i 以及逆米尔斯比 λ_i , 经验模型估计结果重点关注劳动时间的工资弹性估计系数 η , μ 和 ω 表示其他观测变量的估计系数, ε_i 为随机扰动项。

$$\lambda_i = \varphi(z_i' \alpha) / \Phi(z_i^* \alpha) \quad (3)$$

$$LS_i = \alpha + \eta w_i + \mu z_i + \omega \lambda_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

(三) 数据使用

本文采用的数据是原国家卫生与计划生育委员会 2011–2018 年的全国流动人口监测数据。自 2010 年起, 卫计委每年组织开展大规模全国性流动人口抽样调查, 调查采用综合调查和专题调查相结合的方式, 其中综合调查是在全国范围内对流动人口及家庭成员人口基本信息、流动范围和趋向、就业和社会保障、收支和居住、基本公共卫生服务、婚育和计划生育服务管理、子女流动和教育、心理文化等情况监测调查, 调查点覆盖了全国 32 个省(直辖市、自治区)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地, 具有全国代表性。本研究使用 2011–2018 年度全国综合调查数据, 年度样本量为 12–20 万户流动人口家庭^①, 累计样本家庭约为 137 万户, 利用被访者就业和收入信息以及个体和家庭特征, 匹配城市层面相关指标可以较好地估计流动人口劳动供给弹性。

在此基础上, 我们利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据, 采用一致的模型结构和估计方法, 估算 2005 年流动人口和城镇本地人口的劳动参与弹性与劳动时间弹性, 据此观察流动人口劳动供给弹性的趋势性变化。2005 年全国 1% 人口抽样调查具有全国代表性, 更关键的是只有这一年的人口普查数据采集了工资指标, 其他年份的人口普查和 1% 人口抽样调查均没有工资信息, 无法估计劳动供给弹性。本研究按照等

^① 全国流动人口监测系统于 2010 年启动以来, 在抽样方案、问卷设计以及组织实施等方面逐步完善, 各年的样本规模和区域分布存在一定变化。受到 2018 年新一轮党和国家机构改革影响, 负责该项调查组织管理的部门(原国家卫计委流动人口管理司)撤销合并, 该项调查的连续性也受到影响。

距原则随机抽取 20% 子样本(2 585 481 个)作为分析数据,保证了数据的全国代表性,其中,流动人口样本 273 687 个,城镇本地非农人口样本 602 012 个。表 1 反映了流动人口基本特征及其变动趋势。

流动人口平均年龄从 2011 年的 34.4 岁提高到 2018 年的 37.1 岁,人口老龄化趋势同样体现在流动人口群体中。流动人口平均受教育年限从 2011 年的 9.5 年提高到 2018 年的 10.3 年,人力资本水平逐步提升。流动人口在外年限逐步提高,“十三五”时期以来,平均流动年限达到 6 年以上。农业户口的流动人口即农民工在样本中的比重保持在 85% 左右,跨省流动比率保持在 50% 左右。流动人口平均家庭规模为 2.6 人,家庭平均年龄提高到约 32 岁,平均性别比保持在 0.52 左右,2018 年流动人口家庭少儿抚养比和老人抚养比分别为 0.27 和 0.04。

表 1 全国流动人口监测数据基本特征指标

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
性别(1 男,0 女)	0.53	0.53	0.54	0.59	0.53	0.52	0.52	0.51
平均年龄(岁)	34.41	34.67	34.87	35.10	36.30	36.87	37.66	37.05
户口类型(1 农业,0 非农)	0.85	0.84	0.85	0.85	0.85	0.83	0.83	0.82
流动范围(1 跨省,0 省内)	0.51	0.56	0.52	0.51	0.50	0.49	0.49	0.51
平均受教育年限(年)	9.51	9.63	9.71	9.93	9.89	10.22	10.11	10.30
平均流动年限(年)	5.65	5.47	5.63	5.61	5.71	6.64	7.35	6.23
家庭人口数	2.47	2.52	2.51	2.54	2.59	2.56	2.56	2.53
家庭平均年龄(岁)	30.16	30.42	30.38	30.65	32.11	32.54	32.75	31.96
少儿抚养比	0.26	0.25	0.26	0.26	0.26	0.27	0.28	0.27
老人抚养比	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.04	0.04
样本量	128 000	158 556	198 795	200 937	193 125	169 000	169 989	152 000

说明:少儿抚养比指家庭成员中 16 岁及以下人口占 15-59 岁人口比重,老人抚养比指家庭成员中 60 岁及以上人口占 15-59 岁人口比重。后表同。

(四) 变量选取与描述性统计

劳动参与率和劳动时间是关键被解释变量。2011-2018 年全国流动人口监测数据显示(见表 2),流动人口总体平均劳动参与率为 87%,平均每周劳动时间为 57.2 小时,流动人口迁移的主要目的是就业,就业意愿较强,劳动参与率较高,工作强度比较高,超过每周 44 小时的法定劳动时间。对比 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据来看

劳动供给弹性估计: 理解新时期中国劳动力市场转变

表 2 主要变量的描述性统计: 2011–2018 年全国流动人口监测数据

变量	定义	标准差	最小值	最大值	均值
<i>LFP_ind</i>	是否参与劳动(1 是,0 否)	0.34	0	1	0.87
<i>working_hours_ind</i>	每周劳动时间(小时)	17.35	1	140	57.18
<i>wage_hour</i>	小时工资(元)	10.13	3.33	174.81	19.47
<i>prgdp</i>	人均实际 GDP(元)	37 494	9 340	467 749	60 595
<i>unemp_city_2010</i>	城市失业率(2010 年)	2.41	0.01	24.75	5.83
<i>gender</i>	性别(1 男,0 女)	0.50	0	1	0.53
<i>age</i>	年龄	11.22	15	100	34.99
<i>edu</i>	教育年限(年)	3.08	0	19	9.91
<i>hukou</i>	户口类型(1 农业,0 非农)	0.37	0	1	0.84
<i>style</i>	流动范围(1 跨省,0 省内)	0.50	0	1	0.51
<i>duration</i>	流动年限(年)	5.27	0	82	5.14
<i>size</i>	家庭人口数	1.19	1	10	2.54
<i>age_avg</i>	家庭平均年龄(岁)	10.28	3.17	94	30.56
<i>cdr</i>	少儿抚养比	0.37	0	6	0.27
<i>edr</i>	老人抚养比	0.14	0	4	0.02

(见表 4 和表 5),流动人口总体劳动参与率有所提高,而且明显高于城镇本地户籍人口,2005 年流动人口和城镇本地人口的平均劳动参与率分别为 78% 和 63%,流动人口平均每周劳动时间也明显高于城镇本地人口,这意味着在同等条件下,流动人口进一步扩大劳动供给的潜力空间相对有限。

核心解释变量是个体工资水平,用来估计小时工资变化对于个体劳动参与和劳动时间的影响。全国流动人口监测数据显示,2011–2018 年流动人口总体平均小时工资为 19.5 元,工资水平保持较快增长,2018 年平均小时工资达到 24.9 元,较 2011 年增长 124%,年均增长率达到 12.2%。2005 年全国 1% 人口抽样调查数据显示(见表 4 和表 5),流动人口总体平

表 3 劳动供给和工资水平的变动:

2011–2018 年全国流动人口监测数据

年份	平均劳动参与率	平均周劳动时间(小时)	平均小时工资(元)
2011	0.85	55.47	11.12
2012	0.85	59.58	14.87
2013	0.89	60.21	14.60
2014	0.89	—	—
2015	0.86	54.22	23.15
2016	0.85	54.57	22.72
2017	0.86	57.12	23.53
2018	0.87	58.27	24.86

说明:2014 年该项调查没有涉及劳动时间,也无法计算小时工资。

均小时工资仅为 6.3 元,城镇本地人口的平均小时工资水平也只有 6.5 元,2018 年流动人口平均工资水平相对于 2005 年增长了近 3 倍,年均增速达到 11.1%。进入新时期以来,流动人口工资水平保持较快增长,但劳动参与率和劳动时间基本保持稳定(见表 3),一定程度上反映出劳动力市场供求形势的变化,流动人口的劳动供给行为对于工资水平反应似乎敏感度不高。

控制变量包括四个层面:一是需求层面因素,以所在城市的人均实际 GDP 和调查失业率来反映经济发展水平和劳动力市场状况,调查失业率只能通过普查或小普查(全国 1% 人口抽样调查)微观数据计算得到城市层面指标,2010 年样本城市的平均调查失业率为 5.8%,高于 2005 年的平均调查失业率 3.0%。二是个体特征层面,主要包括性别、年龄、受教育水平、户口类型、流动范围和流动年限,其中,流动范围反映迁移距离,流动年限反映迁移经历,2005 年全国 1% 人口抽样调查数据中没有流动年限指标。三是家庭特征层面,主要包括家庭人口数量、家庭平均年龄、少儿抚养比和老人抚养比。四是地区和时间层面,控制省

表 4 主要变量的描述性统计:2005 年全国
1% 人口抽样调查数据(流动人口)

变量	标准差	最小值	最大值	均值
<i>LFP_ind</i>	0.41	0	1	0.78
<i>working_hours_ind</i>	13.40	1	99	51.74
<i>wage_hour</i>	8.30	0.30	833.33	6.27
<i>prgdp</i>	24 669	51	100 588	24 531
<i>unemp_city_2005</i>	1.29	0.09	10.13	3.00
<i>gender</i>	0.50	0	1	0.50
<i>age</i>	11.82	17	105	35.10
<i>edu</i>	3.38	0	19	9.91
<i>hukou</i>	0.49	0	1	0.60
<i>style</i>	0.46	0	1	0.69
<i>size</i>	2.62	1	56	2.72
<i>age_avg</i>	10.04	9.33	78.5	33.00
<i>cdr</i>	0.34	0	5	0.14
<i>edr</i>	0.25	0	3	0.06

说明:*unemp_city_2005* 指利用全国 1% 人口抽样调查数据计算的 2005 年地级城市失业率。*unemp_city_2010* 指利用全国第六次人口普查数据计算的 2010 年地级城市失业率。

表 5 主要变量的描述性统计:2005 年全国
1% 人口抽样调查数据(本地城镇人口)

变量	标准差	最小值	最大值	均值
<i>LFP_ind</i>	0.48	0	1	0.63
<i>working_hours_ind</i>	10.83	1	99	46.00
<i>wage_hour</i>	6.82	0.26	700	6.54
<i>prgdp</i>	12 369	51	100 588	15 599
<i>unemp_city_2005</i>	1.41	0.09	10.13	2.87
<i>gender</i>	0.50	0	1	0.51
<i>age</i>	14.32	17	110	41.20
<i>edu</i>	3.48	0	19	10.90
<i>size</i>	1.58	1	53	2.77
<i>age_avg</i>	11.03	7.25	79.67	37.68
<i>cdr</i>	0.38	0	7	0.22
<i>edr</i>	0.44	0	10	0.19

份和年份变量。

根据生命周期理论和人力资本理论,个体在不同生命阶段的劳动生产率存在差异,人力资本差异也体现在劳动生产率中,最终直接表现为劳动力市场中的工资差异。经验分析中将基于一致的模型结果分群体进行估计,估算得到不同年龄段(30岁以下、30-45岁以及45岁以上)、不同人力资本水平(小学及以下、初中、高中、大学及以上)的劳动参与弹性和劳动时间弹性,并进行对比分析。同时,我们将分别观察不同性别、不同户籍类型、不同流动范围以及不同地区和年份的劳动供给弹性差异。

四 回归结果分析

(一) 劳动供给弹性的总体估计

工资方程拟合是估计劳动供给弹性的前提。表6报告了2011-2018年全国流动人口监测调查数据和2005年全国1%人口抽样调查数据分别估计的工资方程。根据估计系数显示,流动人口的性别工资差异达到约20%,而且从趋势上来看基本没有变化,城镇本地人口的性别工资差异为16.9%。反映工作经验的年龄估计系数为正,年龄平方项估计系数为负,说明工作经验的工资回报呈现递减特征,这与相关理论和经验判断一致。户籍歧视被认为是城镇劳动力市场中本地劳动力与外地劳动力工资差异的主要因素之一,相关研究估算显示,大约40%的工资差异可以由户籍歧视解释(王美艳,2005;余向华和陈雪娟,2012)。新时期以来,户籍制度改革和新型城镇化加快推进,尽管户籍的工资差异在流动人口中仍然存在,但呈现明显下降趋势,2005年农业户口流动人口的工资水平比非农户口流动人口低23.0%。2011-2018年这一工资差异缩小到10.8%,反映出户籍的劳动力市场歧视影响在弱化,相关经验研究也支持这一结论(孙婧芳,2017)。流动人口的教育回报率从2005年的9.4%下降到2011-2018年的4.5%,2005年城镇本地人口的教育回报率高达11.6%,流动人口教育回报率下降也反映了劳动力市场结构的转变。根据工资方程估计结果可以模拟得到包括未参与劳动力市场的所有个体潜在市场工资水平,估计工资相对于实际工资更接近于正态分布(见图2和图3),作为影子价格(即代表不受个体影响的市场工资率)能够刻画出一个典型个体面对的劳动力市场价格信号,能够更为有效、无偏地估计供给弹性,从而克服了使用个人实际工资估计存在的自我选择偏差问题。

表6 工资方程估计

	流动人口 2011-2018年监测调查	流动人口 2005年小普查	城镇本地人口 2005年小普查
<i>gender</i>	0.140 ^{***} (0.001)	0.208 ^{***} (0.003)	0.169 ^{***} (0.002)
<i>age</i>	0.050 ^{***} (0.001)	0.032 ^{***} (0.001)	0.037 ^{***} (0.001)
<i>age</i> ²	-0.001 ^{***} (0.000)	-0.0003 ^{***} (0.000)	-0.0004 ^{***} (0.000)
<i>hukou</i>	-0.108 ^{***} (0.002)	-0.230 ^{***} (0.004)	
<i>edu</i>	0.045 ^{***} (0.000)	0.094 ^{***} (0.001)	0.116 ^{***} (0.000)
常数项	1.322 ^{***} (0.008)	0.239 ^{***} (0.019)	-0.258 ^{***} (0.018)
地区固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本量	1 072 281	162 707	253 934

说明: 括号中为值为标准误, *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的显著性水平上显著。如无特殊说明, 后表同。

全国流动人口的总体劳动参与弹性和劳动供给弹性显著为正, 普通劳动者的劳动供给决策对于劳动力市场工资水平仍然具有积极反馈。劳动供给弹性指市场工资率变化对劳动参与以及劳动时间影响的弹性, 即马歇尔效应。根据 2011-2018 年全国流动人口监测调查数据劳动参与和劳动时间方程估计结果显示(见表 7), 模拟小时工资对数对于劳动参与的影响显著, 边际效应为 0.507。Heckman 两阶段模型估计结果表明, 劳动时间的估计系

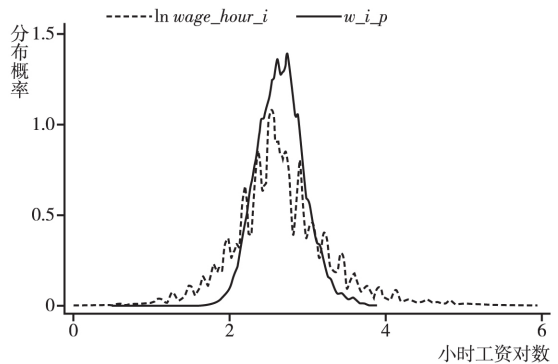


图2 实际工资与模拟工资分布:

2011-2018 年全国流动人口监测

说明: (1) 工资分布采用 Kernel 核密度估计。

(2) $\ln wage_hour_i$ 指实际小时工资对数, w_i_p 根据工资方程估计结果模拟得到的潜在小时工资对数。

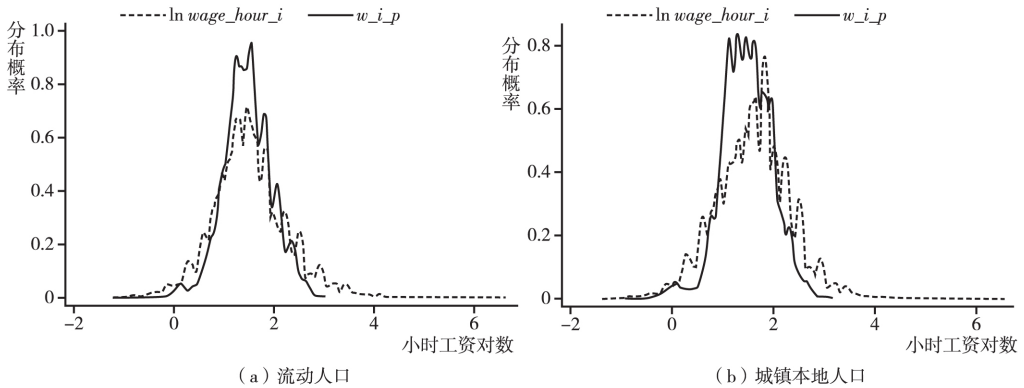


图3 实际工资与模拟工资分布: 2005年全国1%人口抽样数据

说明: (1) 工资分布采用 Kernel 核密度估计。(2) $\ln wage_hour_i$ 指实际小时工资对数, w_i_p 根据工资方程估计结果模拟得到的潜在小时工资对数。

数为 0.092, 即小时工资水平每提高 1%, 流动人口的劳动时间将增加 0.092%。这意味着在其他条件不变的情况下, 劳动力市场工资水平提高仍然对于流动人口的劳动供给产生显著影响, 能够继续激励流动人口参与劳动力市场并增加劳动时间。流动人口劳动供给曲线尚处于从二元经济向新古典经济转变的“第三阶段”, 劳动供给负弹性阶段尚未到来。

主要控制变量估计结果都通过了显著性检验。需求层面因素在大多数微观层面的劳动供给模型中未予考虑, 根据估计结果显示, 人均实际 GDP 估计系数显著为正, 说明经济发展水平越高的城市, 流动人口劳动参与意愿越高, 劳动时间越长, 但人均实际 GDP 的二次项估计系数显著为负, 说明经济发展水平提高到一定阶段后收入效应会发挥作用; 反映劳动力市场状况的调查失业率估计系数为负, 这符合预期判断, 失业率越高的城市, 流动人口越难搜寻工作, 劳动参与意愿越低, 就业不充分表现为劳动时间减少。其他个体和家庭层面的控制变量估计结果也具有启示意义。户口类型估计系数为正, 反映出农业户口的流动人口相对非农户口的劳动参与率更高、劳动时间更长; 跨省流动人口相对于省内流动的劳动参与率和劳动供给水平更高; 流动年限越长意味着就业越稳定, 对于劳动参与和劳动供给具有积极正面影响; 少儿抚养比对于流动人口劳动参与率具有负面效应, 对于劳动时间具有正面效应, 但老年抚养比恰恰相反, 对于流动人口劳动参与率具有正面效应, 而对于劳动时间具有负面效应。

(二) 劳动供给弹性的变动趋势

流动人口劳动供给弹性呈现明显下降趋势。基于一致的模型结构,利用 2005 年全国 1% 人口抽样调查数据估算显示(见表 8),2005 年工资水平对于流动人口劳动参与的边际效应达到 1.23,流动人口对于劳动力市场工资信号反应非常灵敏,2011-2018 年流动人口的劳动参与弹性大幅下降,按照前面总体模型估计显示,边际效应下降到 0.51。进入新时期以来,流动人口的劳动参与弹性总体上仍然呈现下降态势,根据分年份模型估计结果显示(见表 9),2011 年劳动参与模型估计的边际效应为 0.71,到 2017 年下降到 0.40,2018 年小幅反弹(0.53)。虽然劳动参与弹性年际间波动即可能受到短期经济形势影响,也可能与样本分布变动有关,但总体下降趋势特征明显。短期经济形势变化或外部环境冲击不会改变劳动参与弹性的中长期变动趋势。流动人口的劳动参与决策对于劳动力市场工资变化的调整幅度越来越小,行为反应的敏感度趋于下降。在二元经济从向

表 7 总体劳动参与和劳动时间模型估计:

	2011-2018 年全国流动人口监测	
	劳动参与模型 Probit	劳动时间模型 Heckman
<i>w_i_p</i>	0.507 *** (-0.004)	0.092 *** (0.007)
<i>ln prgdp</i>	0.042 *** (-0.014)	0.074 *** (0.022)
<i>ln prgdp</i> ²	-0.002 *** (-0.001)	-0.004 *** (0.001)
<i>unemp_city_2010</i>	-0.002 *** (-0.000)	-0.001 *** (0.000)
<i>gender</i>	0.065 *** (-0.001)	-0.023 *** (0.002)
<i>age</i>	0.002 *** (-0.000)	-0.001 *** (0.000)
<i>hukou</i>	0.087 *** (-0.001)	0.056 *** (0.001)
<i>style</i>	0.019 *** (-0.001)	0.024 *** (0.001)
<i>edu</i>	-0.019 *** (-0.000)	-0.022 *** (0.000)
<i>duration_ind</i>	0.001 *** (-0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>size</i>	-0.033 *** (-0.000)	0.022 *** (0.001)
<i>age_avg</i>	-0.001 *** (-0.000)	0.001 *** (0.000)
<i>cdr</i>	-0.055 *** (-0.001)	0.010 *** (0.002)
<i>edr</i>	0.046 *** (-0.002)	-0.011 *** (0.004)
地区固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
样本量	1 014 451	1 020 427

说明:劳动参与模型中小时工资的估计系数为边际效应,劳动时间模型中小时工资的估计系数为弹性值。如无特殊说明,后表同。

新古典经济转变过程中,经济发展水平提高与劳动供给弹性下降似乎是一个同步过程。常进雄和赵海涛(2014)估算农村居民非农劳动参与弹性也呈现类似特征,1993-

劳动供给弹性估计: 理解新时期中国劳动力市场转变

2000 年农村居民非农劳动参与对于工资水平的边际效应为 4.1, 到 2004–2011 年下降到 2.9。

表 8 劳动参与和劳动时间模型估计结果: 2005 年全国 1% 人口抽样数据

	流动人口		城镇本地人口	
	劳动参与模型	劳动时间模型	劳动参与模型	劳动时间模型
	Probit	Heckman	Probit	Heckman
<i>w_i_p</i>	1.230 *** (0.019)	0.149 *** (0.016)	2.931 *** (0.028)	0.146 *** (0.013)
<i>ln prgdp</i>	0.015 (0.011)	0.010 (0.008)	0.103 *** (0.011)	0.024 *** (0.006)
<i>ln prgdp</i> ²	-0.001 (0.001)	-0.001* (0.000)	-0.006 *** (0.001)	-0.002 *** (0.000)
<i>unemp_city_2005</i>	-0.010 *** (0.001)	0.003 ** (0.001)	-0.014 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)
<i>gender</i>	-0.034 *** (0.004)	0.007 (0.006)	-0.234 *** (0.004)	-0.054 *** (0.004)
<i>age</i>	-0.009 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.032 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)
<i>hukou</i>	0.419 *** (0.006)	0.111 *** (0.005)		
<i>style</i>	0.048 *** (0.002)	0.041 *** (0.003)		
<i>edu</i>	-0.100 *** (0.002)	-0.027 *** (0.002)	-0.302 *** (0.003)	-0.043 *** (0.002)
<i>size</i>	0.020 *** (0.001)	0.002 *** (0.000)	-0.007 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)
<i>age_avg</i>	-0.002 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
<i>cdr</i>	-0.096 *** (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.039 *** (0.004)	-0.055 *** (0.005)
<i>edr</i>	-0.032 *** (0.004)	-0.011 (0.008)	-0.014 *** (0.003)	0.070 *** (0.005)
样本量	189 515	201 708	346 025	386 052

劳动时间的工资弹性也出现下降态势。2005 年全国 1% 人口抽样调查数据估计显示,流动人口劳动时间仍然富有弹性,弹性值达到 0.15,意味着工资水平每提高 1%,流动人口的劳动时间将增加 0.15%,2018 年的劳动时间弹性下降到 0.09。根据分年份的模型估计显示,劳动时间弹性值在年份之间存在波动,但总体来看弹性值稳定在 0.1 左右。工资水平提高对普通劳动者增加劳动时间的激励程度趋于下降,预期未来工资增长的收入效应将逐步增强,劳动者将越来越追求闲暇和生活质量。按照工资水平中位数划分高收入组和低收入组,模型估计显示,2011-2018 年高收入组的劳动时间弹性为 0.07,而低收入组的劳动时间弹性为 0.11,两个组之间劳动参与弹性没有明显差异,反映出随着收入提高劳动供给反应更不敏感。

劳动参与弹性和时间弹性的显著下降意味着流动人口劳动供给曲线倾向于从平缓变为更加陡峭,从二元经济向新古典经济转变的“四阶段”劳动供给曲线正在经历“第三阶段”或者向“第四阶段”过渡。劳动供给弹性变化趋势背后反映出过去十多年来中国劳动力市场发生了深刻变化,在人口老龄化持续加深、劳动年龄人口持续减少的背景下,流动人口进一步扩大劳动供给的空间越来越小。对比城镇本地人口来看,流动人口的劳动参与弹性更小,2005 年全国 1% 人口抽样调查数据估算的城镇本地人口劳动参与边际效应高达 2.93,劳动时间弹性与城镇本地人口相近(见表 8)。李雅楠(2016)利用 2001 和 2010 年城市劳动力抽样调查数据的估计结果也表明,本地户籍劳动力劳动参与弹性要大于外来劳动力。这可以从中国二元经济转型和经济体制转轨的过程来理解。以就业迁移为导向的流动人口相对于城镇本地人口的劳动参与率更高,这意味着城镇本地人口的“潜在”劳动供给更大,尤其城镇本地人口在体制转轨中受到劳动力市场和社会保障制度的影响,劳动供给受到抑制。随着要素市场化改革和城乡经济一体化深入推进,城镇本地人口对于工资变化的敏感性将逐渐增强,进而呈现出相对更高的劳动供给弹性,而流动人口处于近似完全竞争的劳动力市场中,在

表 9 不同年份劳动参与和劳动时间模型估计结果:

	2011-2018 年全国流动人口监测	
	劳动参与模型 Probit	劳动时间模型 Heckman
2011	0.707***	-0.094***
2012	0.718***	0.103***
2013	0.401***	0.109***
2014	0.471***	/
2015	0.485***	0.087***
2016	0.527***	0.132***
2017	0.403***	0.071***
2018	0.530***	0.145***

说明:(1)分年份模型的控制变量与前面总体模型保持一致。(2)2014 年全国流动人口监测调查未采集劳动时间信息,无法估计劳动时间弹性。

劳动参与率已经较高的情况下,“潜在”劳动供给弹性挖掘空间相对有限,随着经济发展进入更高阶段,呈现出相对较低且持续下降的劳动供给弹性变动趋势。

(三) 劳动供给弹性的群体差异

群体之间的劳动供给行为存在异质性,不同群体对于劳动力市场工资变化的反应存在差异。基于一致的模型结构分群体估计显示(见表10),新时期以来流动人口中女性的劳动参与弹性明显比男性更高,2011-2018年全国流动人口监测数据估计得到的女性和男性的劳动参与边际效应分别为0.66和0.32,女性劳动参与行为对于工资变化更敏感,这与早期(2000-2010年)城镇劳动参与弹性估计结果似乎相近,周闯和张世伟(2009)利用2002年城镇住户抽样调查数据估算显示,女性和男性劳动参与的工资弹性分别为0.69和0.21,李雅楠(2016)利用2001和2010年城市住户抽样调查数据估计表明,女性的劳动参与工资弹性要高于男性。但是,这两项研究观察的对象是城镇本地人口,调查数据也不具有全国代表性,估计得到的弹性值大小之间没有可比性。利用2005年全国1%人口抽样调查数据估计结果不尽相同(见表11),流动人口中男性的劳动参与弹性相对于女性更高,边际效应分别为1.37和0.92,而城镇本地人口的劳动参与弹性的性别差异不大,男性略高于女性,这与相关经验研究结论并不一致。

劳动时间弹性也存在明显的性别差异。2011-2018年全国流动人口监测数据估计显示,女性和男性的劳动时间弹性分别为0.08和0.10,女性劳动时间弹性要小于

表10 不同群体劳动参与和劳动时间
模型估计结果: 2011-2018年全国流动人口监测

	劳动参与模型 Probit	劳动时间模型 Heckman
分性别		
男性	0.322 ***	0.097 ***
女性	0.656 ***	0.079 ***
分年龄阶段		
30岁以下	0.730 ***	-0.026
30-45岁	0.390 ***	0.215 ***
45岁以上	0.411 ***	0.149 ***
分教育程度		
小学及以下	0.298 ***	0.041 **
初中	0.432 ***	0.100 ***
高中	0.572 ***	0.012
大学及以上	0.409 ***	-0.228 ***
分户口类型		
非农业户口	0.617 ***	0.112 ***
农业户口	0.482 ***	0.098 ***
分流动范围		
省内流动	0.582 ***	0.144 ***
跨省流动	0.427 ***	0.048 ***
分地域		
东部地区	0.033 ***	-0.200 ***
中部地区	0.073 ***	-0.079 ***
西部地区	0.152 ***	-0.064 ***
东北地区	0.576 ***	0.149 ***

男性。李雅楠(2016)估计结果显示,2010年外来女性和外来男性的劳动时间弹性在0.04-0.06之间,弹性为正但数值很小。2005年总体流动人口劳动时间弹性更高,但性别差异呈现类似特征,男性流动人口的劳动时间弹性达到0.19,相对于女性更高。从趋势变化来看,男性劳动供给弹性下降幅度要比女性更大,男性劳动参与弹性从2005年的1.37下降到2011-2018年的0.32,同期女性劳动参与弹性从0.92下降到0.66。过去十多年人

表 11 不同群体劳动参与和劳动时间模型估计结果:
2005 年全国 1% 人口抽样数据

	流动人口		城镇本地人口	
	劳动参与 模型 Probit	劳动时间 模型 Heckman	劳动参与 模型 Probit	劳动时间 模型 Heckman
分性别				
男性	1.370***	0.193***	2.987***	0.143***
女性	0.924***	0.160***	2.799***	0.160***
分年龄阶段				
30岁以下	4.303***	-0.273***	1.218***	-0.036
30-45岁	-0.050*	-0.123**	-0.164***	-0.161***
45岁以上	-0.116**	0.505***	5.682***	0.605***
分教育程度				
小学及以下	0.191***	0.020	0.108***	0.040**
初中	1.020***	0.113***	3.179***	0.112***
高中	1.364***	0.193***	2.919***	0.117***
大学及以上	0.779***	-0.112***	1.031***	-0.067***
分户口类型				
非农业户口	2.069***	0.228***		
农业户口	0.615***	0.120***		
分流动范围				
省内流动	2.197***	0.243***		
跨省流动	0.900***	0.128***		

口流动方式发生了较大变化,从以个体劳动力迁移为主逐渐向以配偶随迁和举家迁移为主转变,女性流动人口的角色发生悄然变化,越来越多的女性需要在流动人口家庭中承担家庭照料任务,在全社会总体劳动参与率趋于下降、劳动供给形势更加趋紧的情况下,女性对于劳动力市场工资变化的反应会更敏感,但受到家庭分工约束,潜在可挖掘的劳动时间相对有限,由此表现为目前劳动参与弹性比男性高、而劳动时间弹性仍然比男性低。

不同年龄阶段群体的劳动供给弹性存在显著差异,更年轻的群体对于劳动力市场工资变化反应更敏感,劳动参与弹性相对更高。2011-2018年全国流动人口监测数据估计显示,30岁以下群体的劳动参与边际效应为0.73,30岁以上群体的边际效应下降到0.40左右,但30岁以下群体的劳动时间弹性更小甚至不敏感,2005年全国1%

人口抽样调查数据估计结果也呈现这一特征,反映出年轻人为了追求更高工资收入而额外增加劳动时间的积极性不高,对于闲暇的偏好较老一代劳动者更强。随着年龄增长和人力资本水平下降,就业搜寻能力趋于减弱,流动人口对于劳动力市场变化的反应趋于迟缓。与此形成鲜明反差的是,2005年估计结果表明,城镇本地人口中45岁及以上的劳动参与弹性和劳动时间弹性都明显高于年轻群体,这主要受到城镇大龄低技能劳动者(即政策部门界定的“4050人员”)的就业不充分以及刚性退休制度影响,这部分群体劳动参与率出现断崖式下降(程杰,2015),但在劳动力市场需求强劲的情况下能够较容易地找到工作,对于劳动力市场工资变化可以做出灵敏反应。

不同人力资本水平群体的劳动决策行为呈现差异特征,总体上随着受教育水平提高流动人口的劳动参与弹性逐步增大。高中阶段的劳动参与弹性相对最大,但大学(专科)及以上的劳动参与弹性出现下降,2011-2018年全国流动人口监测数据和2005年全国1%人口抽样调查数据估计结果呈现共同特征。这不同于李雅楠(2016)估计结果,利用2010年城市劳动力调查数据估计认为,外来劳动力中高中阶段的劳动参与弹性接近于零,而小学和大学及以上两端的劳动参与弹性更大。数据选择和数据代表性问题对于劳动供给弹性研究可能产生较大影响。劳动时间弹性估计结果呈现类似特征,初中或高中受教育水平的劳动时间弹性相对更大,意味着对于工资水平变化更敏感、也具有更大劳动供给挖掘潜力,而大学及以上群体的劳动时间弹性从2005年以来就保持显著为负的特征。

流动人口劳动供给决策也表现出户籍类型和流动模式的差异特征。对比来看,农业户籍的流动人口(即农民工或乡城迁移人口)的劳动参与弹性和劳动时间弹性都要小于非农户籍的流动人口(即城城迁移人口),这归因于农民工群体更高的就业率和劳动强度;跨省迁移的流动人口劳动参与弹性和劳动时间弹性相对于省内迁移的流动人口明显更小,更远距离、更大范围的迁移需要更充分的就业来补偿迁移成本,这意味着跨省迁移的流动人口的劳动供给潜力进一步挖掘的空间相对有限。经济发展水平与劳动供给行为表现出关联特征,地区之间的劳动参与弹性存在显著差异,东部经济发达地区的劳动力市场发展程度更高,就业搜寻和匹配难度更小,劳动参与弹性也最小,而东北人口净流出地区的劳动力市场发育缓慢,就业机会不足,就业不充分现象更突出,劳动参与弹性和劳动时间弹性最大,这也印证了劳动供给弹性这一劳动经济学最基础指标是经济发展阶段转变的重要反映。

五 结论与启示

流动人口是中国城镇劳动力市场重要的供给主体,高度集中在市场化部门决定了

这一群体对于劳动力市场变化反应更为灵敏,估算流动人口劳动供给弹性对于理解新时期中国经济发展阶段和劳动力市场转变具有启示意义。本研究将工资方程和劳动供给决策模型相结合,利用全国代表性数据估算出劳动参与弹性和劳动供给弹性,研究表明,新时期以来中国流动人口总体劳动参与弹性呈现明显的下降趋势,2011—2018年流动人口总体劳动参与对于工资水平的边际效应为0.51,边际效应从2005年的1.23下降到2018年的0.53,这意味着流动人口的劳动参与决策对于劳动力市场工资变化的调整幅度越来越小。劳动时间的工资弹性也出现下降态势,工资水平提高对普通劳动者增加劳动时间的激励程度趋于下降,反映出中国劳动力市场正在发生快速变化。

中国人口与经济结构已经发生深刻变化,经济发展进入到新阶段。改革开放以来中国经济快速增长,尤其进入新世纪之后中国经济加快融入全球,城镇劳动需求迅猛增加并超过劳动供给增速,中国从二元结构的劳动力无限供给阶段(劳动供给弹性无限大)向劳动力相对短缺阶段转变,“刘易斯转折点”到来意味着劳动力从传统部门向现代部门转移过程中必然伴随着工资持续增长,劳动供给弹性开始为正。随着中国经济迈入中等偏上收入阶段,城乡居民生活需求层次提升,流动人口在追求工资收入增长的同时,开始更加看重消费和闲暇,工资水平提高激励流动人口提高劳动参与率和增加劳动时间的作用逐渐弱化。中国正在从二元经济阶段向新古典经济阶段转变,经济发展方式转变趋向于摆脱传统生产要素驱动型,更加依靠劳动生产率和全要素生产率的提高(蔡昉,2013b),这一过程中劳动供给在经济增长中的贡献将逐渐被技术进步替代。在结构性变化背景下,中国流动人口劳动参与弹性和时间弹性的显著下降意味着劳动供给曲线倾向于从平缓变为更加陡峭,从二元经济向新古典经济转变的“四阶段”劳动供给曲线正在经历第三阶段或者向第四阶段过渡,中国经济发展的“新古典经济阶段”特征更加显现。

流动人口劳动供给弹性变化对于新时期中国经济发展与劳动力市场变化富有重要寓意。中国城镇劳动力市场供给形势发生深刻变化,通过工资增长激励流动人口继续提高劳动参与率、增加劳动时间的空间越来越小,流动人口的劳动供给潜力已经释放殆尽,城镇本地人口成为挖掘劳动供给潜力的主要方向。可以预见,未来城镇劳动供给将持续偏紧,依靠新增劳动供给驱动经济发展的空间有限,经济发展方式须依靠生产率驱动的内在压力持续增强。

劳动供给弹性是经济学领域的基础概念和重要参数,相关研究有必要持续关注和讨论。结合经济发展现实解读劳动供给弹性的含义,有助于更好地理解新时期中国供给侧结构性改革及其相关政策变化带来的劳动力市场影响。本研究在模型估计和研究阐释

方面还有进一步拓展的空间。受制于城乡统一框架的全国劳动力调查数据约束,目前无法估计全国总体劳动供给弹性,也难以处理城乡劳动力双向迁移决策问题。后续研究可以在理论解释和现实寓意方面进一步探讨。例如,劳动供给弹性下降趋势的主要成因是什么? 男性与女性劳动供给弹性变动趋势为何存在差异? 城镇本地人口的劳动供给弹性为何比流动人口更大? 随着城镇化深入发展两者之间的差异会缩小吗?^①

参考文献:

- 蔡昉(2010):《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期。
- 蔡昉(2013a):《理解中国经济发展的过去、现在和将来——基于一个贯通的增长理论框架》,《经济研究》第11期。
- 蔡昉(2013b):《中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型》,《中国社会科学》第1期。
- 常进雄、赵海涛(2014):《工资歧视与农村居民的非农劳动供给》,《经济管理》第12期。
- 程杰(2015):《养老金的劳动力市场扭曲》,《劳动经济研究》第6期。
- 都阳、贾朋(2018):《劳动供给与经济增长》,《劳动经济研究》第3期。
- 封进、张涛(2012):《农村转移劳动力的供给弹性——基于微观数据的估计》,《数量经济技术经济研究》第10期。
- 郭继强(2005):《中国城市次级劳动力市场中民工劳动供给分析——兼论向右下方倾斜的劳动供给曲线》,《中国社会科学》第5期。
- 李雅楠(2016):《中国城市劳动供给弹性估计》,《经济学动态》第11期。
- 罗小兰(2007):《向右下倾斜的非农劳动供给曲线——来自中国健康和营养调查的证据》,《中国农村经济》第10期。
- 孙婧芳(2017):《城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资》,《经济研究》第8期。
- 王美艳(2005):《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》,《中国社会科学》第5期。
- 余向华、陈雪娟(2012):《中国劳动力市场的户籍分割效应及其变迁——工资差异与机会差异双重视角下的实证研究》,《经济研究》第12期。
- 张世伟、周闯(2009):《中国城镇劳动力市场中劳动参与弹性研究》,《世界经济文汇》第5期。
- 张世伟、周闯(2010):《中国城镇居民不同收入群体的劳动参与行为——基于参数模型和半参数模型的经验分析》,《管理世界》第5期。
- 周闯、张世伟(2009):《中国城镇居民的劳动供给行为——倒S型劳动供给曲线在中国城镇劳动力市场上的实证检验》,《财经科学》第11期。
- Ashenfelter, O.; Doran, K. and Schaller, B. "A Shred of Credible Evidence on the Long-run Elasticity of Labour Supply." *Economica*, 2010, 77(308), pp. 637-650.
- Bertoli, S.; Moraga, J. F. and Keita, S. "The Elasticity of the Migrant Labour Supply: Evidence from Temporary Fili-

① 匿名审稿人针对本研究的延伸思考和相关重要议题研究,提出了建设性意见。

pino Migrants. ”*Social Science Electronic Publishing*,2016,53(11) , pp. 1–13.

Blundell, R. and Smith, J. “Coherency and Estimation in Simultaneous Models with Censored or Qualitative Dependent Variables. ” *Journal of Econometrics*, 1994, 64(2) , pp. 355–373.

Booth, A. L. and Katic, P. “Estimating the Wage Elasticity of Labour Supply to A Firm: What Evidence Is there for Monopsony? ” *Economic Record*, 2011, 87(11) , pp. 359–369.

Cai, F. and Wang M. “Growth and Structural Changes in Employment in Transition China. ” *Journal of Comparative Economics*, 2010, 38 (1) , pp. 71–81.

Creedy, J. and Mok, P. “Labour Supply Elasticities in New Zealand. ” *New Zealand Economic Papers*, 2019, 53(2) , pp. 125–143.

Dostie, B. and Kromann, L. “New Estimates of Labour Supply Elasticities for Married Women in Canada 1996–2005. ” *Applied Economics*, 2013, 45(31) , pp. 4355–4368.

Douglas, P. *Theory of Wages*. New York: The Macmillan Company, 1934.

Evers, M.; Mooij, R. D. and Vuuren, D. V. “The Wage Elasticity of Labour Supply: A Synthesis of Empirical Estimates. ” *De Economist*, 2008, 156(1) , pp. 25–43.

Fiorito, R. and Zanella G. “The Anatomy of the Aggregate Labor Supply Elasticity. ” *Review of Economic Dynamics*, 2012, 15(2) , pp. 171–181.

Heckman, J. “Sample Selection Bias as Specific Error. ” *Econometrica*, 1979, 47(1) , pp. 152–161.

Heckman, J. “What Has Been Learned about the Labor Supply in the Past Twenty Years? ” *The American Economic Review*, 1993, 83(2) , pp. 116–121.

Jantti, M.; Pirttila J. and Selin, H. “Estimating Labour Supply Elasticities Based on Cross-Country Micro Data: A Bridge between Micro and Macro Estimates? ” *Journal of Public Economics*, July 2015, 127, pp. 87–99.

Johnson, T. R. and Pencavel, J. H. “Dynamic Hours of Work Functions for Husbands, Wives and Single Females. ” *Econometrica*, 1984, 52(2) , pp. 363–89.

Kim, J. “Past and Future of the Labor Force in Emerging Asian Economies. ” *Japan & the World Economy*, 2012, 24 (2) , pp. 87–100.

Lewis, W. A. “Economic Development with Unlimited Supply of Labor. ” *The Manchester School*, 1954, 22 (2) , pp. 139–191.

Li, H. and Zax, J. S. “Labor Supply in Urban China. ” *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(4) , pp. 795–817.

McElroy, M. B. “Empirical Results from Estimates of Joint Labor Supply Functions of Husbands and Wives. ” *Research in Labor Economics*, January 1981, 4, pp. 53–64.

Mincer, J. *Schooling, Experience and Earning*. New York: Columbia University Press, 1974.

Osan, H. and Inoue, T. “Testing between Competing Models of Real Business Cycles. ” *International Economic Review*, 1991, 32(3) , pp. 669–688.

Rogerson, R. and Wallenius, J. “Retirement, Home Production and Labor Supply Elasticities. ” *Journal of Monetary Economics*, 2016, 78(issue C) , pp. 23–34.

Sachiko, K. and Yamamoto, I. “Estimating Frisch Labor Supply Elasticity in Japan. ” *Journal of The Japanese and In-*

ternational Economies, 2007, 22(4) , pp. 566–585.

Schroeder, E. “Dynamic Labor Supply Adjustment with Bias Correction.” *Empirical Economics*, 2016, 51 (4) , pp. 1623–1640.

Whalen, C. and Reiching, F. “Estimates of Frisch Elasticity of Labor Supply: A Review.” *Eastern Economic Journal*, 2017, 43(1) , pp. 37–42.

Whalen, C. “Review of Estimates of the Frisch Elasticity.” Working Paper 2012–13 No. 43676, Congressional Budget Office, 2012.

William, B. P. “Reconciling Micro and Macro Estimates of the Frisch Labor Supply Elasticity.” *Economic Inquiry*, 2016, 54(1) , pp. 100–120.

Estimation of the Labour Supply Elasticity: Understanding the Transformation of the Chinese Labour Market in the New Era

Cheng Jie; Zhu Yufeng

Abstract: Labour supply elasticity is a fundamental issue in labour economics and an important indicator when assessing economic development and labour market transformation. Drawing on data from the 2011–2018 National Migrant Population Dynamic Monitoring Survey and microdata from the 1% National Population Sampling Survey in 2005, this paper estimates the labour participation and working time elasticities of the migrant population, observing trend changes in the labour supply elasticity and the differences among groups. The study illustrates that the overall labour participation elasticity of the Chinese migrant population has been showing a clear downward trend since the start of the new era. The marginal effect of the overall labour participation of the migrant population on the wage levels decreased from 1.23 in 2005 to 0.53 in 2018. In 2005, the working time elasticity of the migrant population with respect to wage levels reached 0.15, and it dropped to 0.09 from 2011 to 2018. The rapid decline in labour supply elasticity reflects the transformation of the Chinese labour market from a dual economy stage to a neoclassical one.

Key words: migrant population, labour supply elasticity, labour participation rate, labour market transformation

JEL codes: J21, J61, R23

(截稿: 2021 年 1 月 责任编辑: 郭若楠 吴海英)