

# 劳动供给与经济增长

都 阳 贾 朋\*

**内容提要** 近年来，在中国劳动年龄人口总量快速减少的同时，劳动参与率的下降进一步推动了劳动供给形势的变化，并对中国经济增长形成了制约。本文通过对城市住户调查微观数据的计量经济分析发现，尽管市场机制在劳动供给决定中已经发挥积极的作用，但仍然存在一些因素制约了劳动供给的扩大。以更大的力度深化户籍制度改革，为劳动力的进一步流动创造条件，将有利于劳动参与率的提升和劳动供给的增加；有针对性地改善公共服务，并提高其在群体之间的均等化水平，将有助于消除劳动供给的性别差异并提高总体劳动供给水平；把养老保障制度纳入劳动力市场制度的统一框架下进行考察，将有益于消除其对劳动供给的负面影响。

**关键词** 劳动参与率 劳动供给 经济增长 劳动力迁移

## 一 引言

在经济发展新常态下，中国经济由高速增长进入中高速增长的换挡期。“换挡期”不仅是经济增长速度的变化，更重要的是支撑经济增长的条件与高速增长时期有了结构性的转变。因此，必须通过转变经济增长方式，为经济发展提供新动力（蔡昉，

\* 都阳，中国社会科学院人口与劳动经济研究所、中国社会科学院人力资源研究中心，电子邮箱：duyang@cass.org.cn；贾朋，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：jiapeng@cass.org.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目“中国刘易斯转折期间的劳资关系治理”（批准号：71473267）、国家自然科学基金应急管理项目“供给侧结构性改革中的人力资本积累问题研究”（批准号：71642003）、国家自然科学基金面上项目“劳动力市场转折对中国中等收入阶段发展的挑战及政策应对”（批准号：71173234）、中国社会科学院—上海市人民政府上海研究院对本研究的资助，以及与蔡昉、王美艳、程杰等的讨论。

2013)。在支撑经济增长的基本条件中,劳动以及蕴含其中的人力资本,既是长期经济增长的基石,也是当前决定中国经济增长的因素中变化最为明显的部分。由此,劳动供给变化对经济增长的制约(抑或促进)作用也越来越明显。

劳动供给对经济增长的影响首先体现于其阶段性的特征。随着中国经济增长跨越刘易斯转折点,经济增长由劳动力无限供给的二元经济阶段,转向越来越具有新古典特征的新的发展阶段(蔡昉,2010;都阳,2016)。在二元经济体制下,由于劳动力无限供给,因此劳动供给不是经济增长的制约因素,制度因素在工资决定中发挥更主导的作用。在劳动力市场发展进入新阶段后,劳动供给的稀缺性日益显现,劳动供给决定和工资形成的新古典特征也日益明显。如果说在刘易斯转折点之前,经济增长的唯一推动力是通过现代部门的扩张吸纳劳动力的话,转折点后劳动供给已经成为经济增长越来越明显的影响因素。

根据新古典经济学分析框架,对经济增长账户进行分解,经济增长来源于两个部分:劳动力市场规模的增长和劳均产出(劳动生产率)的增长。劳动供给虽然与这两个部分都有紧密的联系,但其影响机制以及所蕴含的政策含义却有不同。一直以来,提升劳动生产率,尤其是通过全要素生产率提升经济的潜在增长水平得到了很多关注(郭庆旺、贾俊雪,2004),但劳动供给规模扩大所带来的即期增长效应却在当前的研究中被忽视。本文的分析将表明,关注劳动供给对劳动力市场规模的影响,会带来显著的短期增长红利。

劳动供给与经济增长关系的重要性也体现于近年来中国劳动力市场出现的独特变化过程中。一方面,由于中国独特的人口变动过程,人口红利期很快消失,从2012年开始16~59岁的劳动年龄人口总量开始快速下降,人口结构变动对劳动供给产生的效应越来越明显。另一方面,近年来劳动参与率的下降,更加剧了劳动供给的稀缺性。在工资水平不断上扬,并对劳动供给产生积极作用的情况下,仍然出现了劳动参与率的下降,意味着还存在一些市场机制以外的制度性因素,阻碍了劳动供给的扩大。这种现象也同时表明,一旦我们发现了这些制约因素,有针对性地进行改革,就可以更充分地利用劳动力资源,带来短期的增长效应。

本文以下部分的安排为:首先,根据新古典的分析框架,对2000年以来劳动力市场规模的变化与经济增长的关系进行估算和分解,分析劳动供给对经济增长的影响机制;其次,根据具有全国代表性的资料,本文将展示2005年至2015年在工资水平不断上升情况下劳动参与率下降的趋势;第三,利用最新的城市住户调查数据,对中国劳动力供给决定机制进行计量经济分析,并关注劳动参与率下降的主要决定因素;最后,

根据实证分析结果阐述致力于遏制劳动参与率的下降应该关注哪些关键领域的改革，以及由此可能带来的增长效应。

## 二 劳动供给对经济增长的影响机制

遵循新古典经济学的分析框架，我们可以使用下面的模型分析经济增长的源泉以及劳动供给所发挥的作用（都阳等，2014；Peri，2009）。通过对柯布-道格拉斯生产函数形式进行变换，我们可以将总产出的变化（即经济增长率）进行分解。

$$\hat{Y}_t = \hat{L}_t + \hat{y}_t = \hat{L}_t + \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right) \frac{\hat{K}_t}{Y_t} + \hat{A}_t + \hat{x}_t + \hat{\varphi}_t \quad (1)$$

上式表明，总产出的变化  $\hat{Y}_t$  来源于两个部分：劳动力市场规模的变化  $\hat{L}_t$  以及劳均产出（劳动生产率）的变化  $\hat{y}_t$ 。其中，劳均产出的变化又来源于四个部分：第一，以资本产出比  $K_t/Y_t$  的变化反映的资本密集程度的变化；第二，全要素生产率的变化  $\hat{A}_t$ ；第三，平均工作时间的变化  $\hat{x}_t$ ；第四，以劳动生产率加权的技术密集指数的变化  $\hat{\varphi}_t$ 。

一般认为，劳动供给变化影响劳动生产率的几个组成部分，从而对潜在经济增长水平产生影响。例如，当劳动力市场跨越刘易斯转折点并且劳动年龄人口的总量约束日益明显的时候，资本回报可能会由于劳动力规模难以扩大，从而面临规模报酬递减规律的制约。已有的研究虽然没有明确解释劳动投入与资本回报的关系（白重恩、张琼，2014），但的确展现了中国经济跨越刘易斯转折点后资本回报率的下降趋势。如果资本回报率递减，则式（1）中资本产出比的贡献会由于  $\alpha/(1-\alpha)$  的减少而下降。劳动供给对全要素生产率的影响有诸多途径，包括劳动力在不同产业、部门、企业之间再配置产生的效率改善（Lentz & Mortensen，2005），以及人力资本积累对提升生产率的决定性作用（Hendricks，2002；Miller & Upadhyay，2000）。平均工作时间本身就是对劳动供给的度量。此外，劳动投入中知识与技能的强度（以技术密集指数  $\varphi_t$  反映）对劳动生产率增长也有正面的影响（Peri，2016）。

然而，劳动供给对劳动生产率各个参数的影响，体现的是对经济增长的长期作用机制。实际上，劳动力市场规模的扩大对经济增长会产生即期影响，这一效应却往往被忽视。当然，劳动供给本身也是内生于经济系统的，这也是本文分析的重点所在。我们可以通过观察劳动力市场规模变化与经济增长的关系分析其对经济增长的作用。劳动年龄人口的规模决定了劳动力市场规模的上限，同时，劳动参与的程度以及失业率水平决定了劳动年龄人口在多大程度上得到了利用。考虑到失业率的变化幅度有限，

因此可以假定劳动力市场规模的变化主要取决于劳动参与率的变化和劳动年龄人口的变化。由此，(1) 式中  $\hat{L}_t$  又可以进一步分解为如下两个部分：

$$\hat{L}_t = \hat{N}_t + \hat{P}_t \quad (2)$$

其中， $\hat{N}_t$  为劳动年龄人口规模的变化， $\hat{P}_t$  为劳动参与率的变化。这样，经济增长可以分解为以下几个来源：劳动年龄人口的变化、劳动参与率变化和劳动生产率的变化。利用 2005 年和 2015 年全国 1% 人口抽样调查、2000 年第五次全国人口普查、2010 年第六次全国人口普查资料，我们可以计算相应年份的劳动参与率和劳动年龄人口<sup>①</sup>。结合国民经济核算资料，中国 2000 - 2015 年经济增长的分解结果见图 1。

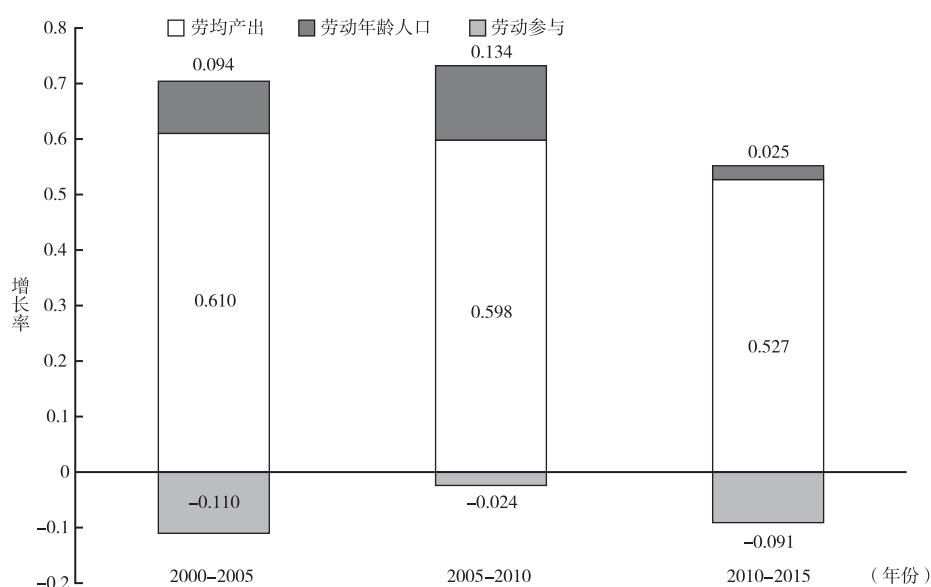


图 1 2000 - 2015 年经济增长的分解

资料来源：劳动年龄人口（16~64岁）及劳动参与率数据是根据相应年份的全 国人口普查或全国 1% 人口抽样调查资料计算得到；国内生产总值数据来自于相应年份的《中国统计年鉴》。

图 1 显示，2000 - 2005 年、2005 - 2010 年、2010 - 2015 年，以不变价计算的国内生产总值（GDP）总量分别增长了 59.4%、70.8% 和 46.1%。劳动生产率的增长速度逐步放缓，分别为 61.0、59.8 和 52.7 个百分点，但仍然是经济增长的主要来源。除

① 劳动年龄人口定义为 16~64 岁的人口。

2005 - 2010 年外，其他两个阶段中劳动力市场规模的变化对经济增长的贡献为负<sup>①</sup>。具体来说，来自于劳动年龄人口的因素经历了先上升后下降的过程，从 2000 - 2005 年的 9.4 个百分点，上升至 2005 - 2010 年的 13.4 个百分点，再下降到 2010 - 2015 年的 2.5 个百分点。劳动年龄人口的峰值出现在 2012 年，随后逐年减少，2016 年较上一年减少了 349 万人。因此，可以预期劳动年龄人口的变化对经济增长的贡献今后将逐渐转负。劳动参与对经济增长的贡献一直为负，2010 - 2015 年由于劳动参与率降低，导致 GDP 减少了 9.1 个百分点，即平均每年约 1.8 个百分点。从经济增长的构成看，2010 - 2015 年，劳动生产率的增长解释了经济增长的 114.4%，劳动年龄人口的增长解释了 GDP 增长的 5.4%，劳动参与率的下降则使 GDP 增长减少了 19.8%。

由于人口结构的变化相对稳定，而经济结构调整和转型升级的方向和路径不仅具有很大的不确定性，而且还是一个相对缓慢的过程。因此，在结构调整完成和劳动生产率有效提升之前，应该通过鼓励劳动参与，最大限度地利用现有的劳动力资源，为经济增长提供立竿见影的动力。

### 三 劳动参与率的下降

根据国家统计局 2005 年和 2015 年全国 1% 人口抽样调查、2010 年第六次全国人口普查资料，我们从总体上观察了最近十年来劳动参与率的变化。如图 2 所示，劳动参与率呈逐渐下降的趋势。由于随着年龄的变化，劳动参与率呈倒 U 型变动，因此，人口年龄结构变化本身也会对劳动参与率产生影响。劳动参与率的总体变化可以分解为两个来源：人口结构变化引起的参与率变动以及每一个年龄组人口的平均参与率变动。

首先，2005 - 2010 年，16 ~ 65 岁人口的劳动参与率下降了 1 个百分点（相对于其他条件不变的情况下，减少有效劳动供给 941 万）。其中，人口结构变动的因素解释了参与率变化的 7.0%，各年龄组参与率变化解释了总体参与率变动的 93.0%。2010 - 2015 年，16 ~ 65 岁人口的劳动参与率下降了 4.7 个百分点（相对于其他条件不变的情况下，减少有效劳动供给 4669 万）。其间，中国经历了人口红利的转折点，但总体上人口结构变动尚对劳动参与率提高有积极的贡献，约 1 个百分点，占这一时期总体参

<sup>①</sup> 劳动力市场规模变化对经济增长的贡献为劳动年龄人口变化和劳动参与变化的贡献之和，在三个时间段分别为：-0.016、0.11、-0.066（图 1）。

与率变动的-21.6%；但各年龄参与率的下降明显，约5.7个百分点，占总体参与率变化的121.6%。

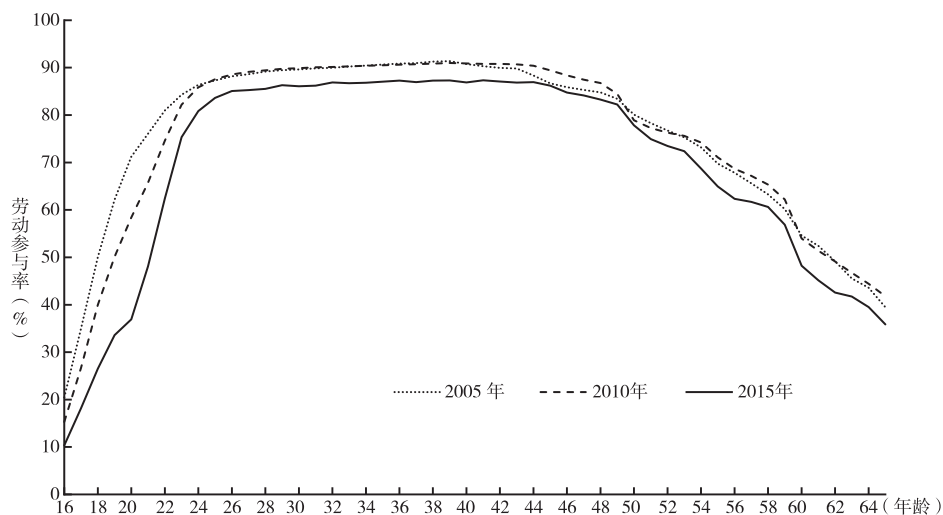


图2 劳动参与率的变化

资料来源：根据2005年和2015年全国1%人口抽样调查、2010年第六次全国人口普查资料计算得到。

其次，劳动参与的性别差异明显。用同样的资料，我们可以观察不同性别的劳动者的劳动参与随着年龄变化的情况及其在过去10年间的变动，如图3所示。2015年，男性的劳动参与率高出女性17个百分点，而且女性的劳动参与率正在经历更迅速的下滑。同时，可以更明显地观察到分性别的劳动参与率曲线在特定年龄显著下降，如在男性60岁以及女性50岁都有劳动参与的明显变化，后文我们将根据微观数据资料对此进行更详细的分析。

第三，我们使用同样的方法对分性别的劳动参与率变化进行了分解。2010-2015年，男性的劳动参与率下降了3.3个百分点。这一时期男性人口结构的变动，实际上有助于参与率的提升，约为1.26个百分点(-38.2%)；各年龄组参与率的下降对男性整体参与率下降的贡献为4.56个百分点(138.2%)。2010-2015年，女性的劳动参与率下降更为显著，为6.3个百分点。这一时期女性人口结构的变动，有助于劳动参与率提升0.72个百分点(-11.5%)；各年龄组劳动参与率的下降对女性整体参与率下降的贡献为7.02个百分点(111.5%)。



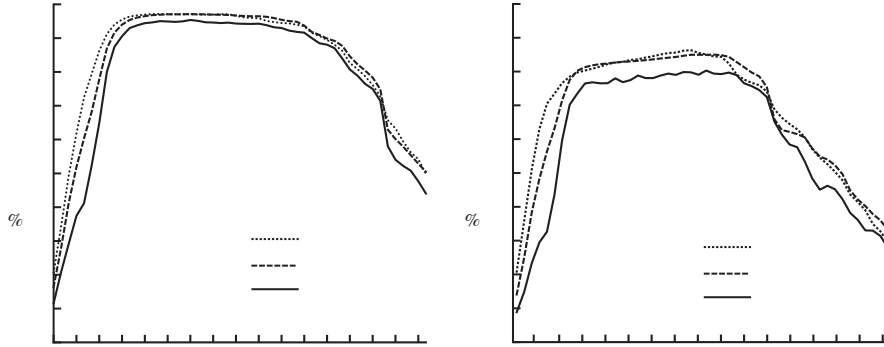


图3 分性别劳动参与率的变化

注：左图为男性的劳动参与率随年龄变化的情况，右图为女性。

资料来源：根据2005年和2015年全国1%人口抽样调查、2010年第六次全国人口普查资料计算得到。

#### 四 劳动供给的决定

衡量劳动供给水平有三个指标：劳动参与率、失业率和劳均工作时间。如前所述，在考察劳动供给对经济增长的影响时，我们主要关注其变化（增长率）所产生的效应，鉴于失业率的变化较小，我们主要讨论劳动参与率和工作时间的决定因素。我们遵循标准的劳动供给模型分析框架，假定个人  $i$  的效用来源于消费和闲暇，其个人特征 ( $X_i$ ) 影响闲暇 ( $l_i$ ) 和消费 ( $c_i$ ) 的偏好：

$$U(c_i, l_i; X_i) \quad (3)$$

效用最大化的约束条件是个人  $i$  的全部收入，包括非劳动收入  $y_i$  和劳动收入  $w_i T$ ，其中  $w_i$  为工资率， $T$  为工作时间。

$$c_i + w_i l_i = y_i + w_i T \quad (4)$$

在此，我们关心劳动供给的决定条件，即个人  $i$  是否参与劳动力市场以及工作时间 ( $h_i$ ) 的决定。

$$h_i = \begin{cases} h_i^s(w_i, y_i; X_i) & \forall \{w_i, y_i; X_i\} \ni U_l \\ 0 & U_l \geq \lambda_i w_i \end{cases} \quad (5)$$

其中， $\lambda_i$  为收入的边际效用， $U_l$  为闲暇的边际效用；当工作带来的边际效用小于闲暇的边际效用时，个人  $i$  将退出劳动力市场；否则，工资率及其他影响劳动供给的因

素将决定劳动供给时间的多少。闲暇带来的效用也可以用保留工资  $w_i^*$  来表达:

$$U_i = U(w_i^*; X_i) \quad (6)$$

虽然保留工资并不能直接观察到,但非劳动收入以及个人和家庭特征决定了保留工资的水平。因此,我们可以用这些可观测的变量来分析劳动参与的决定。

$$w_i^* = w_i^*(y_i; X_i) \quad (7)$$

由此,我们以上述理论模型作为基础,利用最新的城市住户调查数据,分析劳动参与和和工作时间供给的决定因素,并结合以往调查数据观察相关参数的变化趋势。在此基础上,讨论遏制劳动参与下降趋势的关键因素和改革领域。

### (一) 使用的数据

观察劳动供给的决定因素需要个体特征、家庭特征以及劳动力市场的其他特征等丰富的信息。因此,我们使用中国城市劳动力调查(China Urban Labor Survey, CULS)数据分析什么因素决定了个体水平的劳动供给,以及劳动供给的模式在不同群体之间有什么差异。CULS是由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施的针对城市住户的劳动力调查。2001年至2016年,该调查一共进行了四轮。调查采用分层概率抽样,样本对所调查的城市具有代表性。由于抽样过程的随机性及其在城市层面的代表性,而且调查方案在不同轮次间保持了相对稳定,因此,我们可以纵向比较劳动供给决定因素的变化。

CULS调查的一个重要的特色是对外来人口进行了过度抽样(over sampling),这使得我们有足够的样本观察外来人口的经济行为,也使得我们对本地人口和外来人口的对比成为可能。2016年的第四轮调查涉及6个城市(上海、广州、福州、武汉、沈阳、西安)的260个社区,收集的有效样本包括6478个家庭的15448个人,其中城市本地家庭3897个、9753人,外来家庭2581个、5695人。

调查问卷包含了丰富的信息,涉及个人及家庭的基本特征、教育、就业、收入、消费、技能、时间配置、社会保护以及主观态度等,从而使我们全面分析劳动供给的决定因素成为可能。

### (二) 劳动供给的决定因素

如式(5)所示,保留工资和市场工资率的关系,决定了劳动供给决策。不过,如果以观测到的个人*i*的实际工资率作为分析的基础,则会产生样本选择的偏差(Gronau, 1974; Heckman, 1979)。为了避免使用个体水平的工资率造成的选择偏差和内生性,我们根据城市、年龄(分为16~29岁、30~39岁、40~49岁、50~59岁、60岁以上,共5组)、教育水平(分为初中及以下、高中、大学及以上,共3组)和



性别，构建了  $i$  所在的参考组  $j$  的平均工资水平  $w_{ij}$ ，以其作为市场工资率的代理变量，观察工资水平的差异对劳动供给的影响。

$$P_{ijk} = \alpha_1 w_{ij} + \alpha_2 y_k + \alpha_3 X_i + \alpha_4 Z_k + R + \varepsilon_{ijk} \quad (8)$$

上式中， $P_{ijk}$  是住户  $k$  中个体  $i$  的劳动参与情况，1 为参与劳动力市场，0 代表退出劳动力市场。如前所述，决定劳动参与的因素包括市场工资率和保留工资的水平， $X_i$  为影响消费和闲暇偏好的一组个人特征变量，如年龄、性别、受教育水平等； $y_k$  为个人  $i$  所在家庭  $k$  的非劳动收入，包括公共转移收入、资产收入和养老金收入等； $Z_k$  为反映家庭特征的一组变量，包括家庭成员的年龄结构等； $R$  为城市虚拟变量，以控制当地的劳动力市场需求对劳动参与的影响； $\varepsilon_{ijk}$  为随机扰动项。我们以上述设定来分析劳动参与的决定。基于前文对劳动供给决定的理论描述，以及对总体劳动参与变化的分析，本文对劳动供给的回归分析主要观察在控制了决定劳动参与的其他因素之后，以下几个影响劳动参与的因素：一是男性和女性在劳动参与上的差别；二是城市本地劳动力和外来劳动力的差别；三是非劳动收入对劳动供给的影响。为了观察主要参数随时间变化的情况，我们使用 2010 年第三轮 CULS 数据，对同样的方程进行回归。此外，我们还对 2016 年的子样本进行了观察，即具有本地户籍的城市劳动力、城城迁移的劳动力和农民工。回归结果如表 1 所示。

表 1 劳动参与的决定：Probit 模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部样本	全部样本	本地居民	城城迁移	农民工
	2010 年	2016 年	2016 年	2016 年	2016 年
家庭人均非劳动收入对数	-0.005 *** (0.002)	-0.019 *** (0.002)	-0.019 *** (0.002)	-0.016 *** (0.005)	-0.008 ** (0.004)
参照组平均工资对数	0.066 *** (0.017)	0.110 *** (0.010)	0.090 *** (0.009)	0.107 *** (0.036)	0.058 *** (0.021)
年龄	0.079 *** (0.004)	0.029 *** (0.004)	0.019 *** (0.004)	0.039 *** (0.015)	0.054 *** (0.010)
年龄的平方	-0.001 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.000 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 *** (0.000)
性别(女性 = 1)	-0.309 *** (0.012)	-0.124 *** (0.012)	-0.077 *** (0.011)	-0.206 *** (0.039)	-0.219 *** (0.026)
受教育年限	0.015 *** (0.002)	0.014 *** (0.002)	0.014 *** (0.002)	0.003 (0.006)	0.008 ** (0.004)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部样本	全部样本	本地居民	城城迁移	农民工
	2010年	2016年	2016年	2016年	2016年
6岁以下家庭成员的比例	-0.129*** (0.029)	-0.100*** (0.038)	-0.149*** (0.046)	-0.179 (0.112)	0.019 (0.060)
6~18岁家庭成员的比例	0.029 (0.02)	-0.584*** (0.021)	-0.425*** (0.017)	-0.870*** (0.124)	-0.451** (0.182)
64岁及以上家庭成员的比例	0.092*** (0.023)	0.266*** (0.032)	0.173*** (0.035)	0.245** (0.099)	0.261*** (0.055)
家庭规模	-0.044*** (0.005)	0.043*** (0.005)	0.070*** (0.005)	-0.027 (0.017)	-0.044*** (0.010)
是否迁移劳动力(是=1)	0.173*** (0.012)	0.060*** (0.013)	—	—	—
上海	-0.026 (0.019)	-0.019 (0.019)	-0.027 (0.016)	0.070 (0.071)	0.014 (0.043)
福州	-0.048** (0.020)	0.017 (0.019)	-0.003 (0.016)	-0.047 (0.076)	0.033 (0.040)
武汉	0.113*** (0.016)	0.018 (0.018)	0.000 (0.016)	0.060 (0.071)	-0.031 (0.043)
广州	0.004 (0.021)	0.001 (0.018)	-0.012 (0.016)	-0.009 (0.067)	0.028 (0.039)
西安	0.035 (0.018)	-0.009 (0.018)	-0.007 (0.016)	-0.000 (0.069)	-0.026 (0.048)
观察值数	16718	15406	9896	2160	3350

注：括号中为稳健标准误；所有的回归均使用了抽样权重；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。  
资料来源：根据中国城市劳动力调查（CULS）2010年和2016年数据计算得到。

利用类似的分析框架，我们对劳动供给时间的决定进行了分析。如式（9）所示，劳动供给方程的解释变量与式（8）完全相同，但被解释变量为月工作小时的对数。因此，我们可以直接观察市场工资率变动对劳动供给影响的弹性，即马歇尔效应，以及收入效应对劳动供给时间的影响。同样，我们也对工作时间分别以2010年和2016年的调查样本进行回归，并对2016年不同的子样本进行了观察。回归结果如表2所示。

$$h_{ijk} = \beta_1 w_{ij} + \beta_2 y_k + \beta_3 X_i + \beta_4 Z_k + R + \varepsilon_{ijk} \quad (9)$$

表 2 劳动供给方程

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	全部样本	全部样本	本地居民	城城迁移	农民工
	2010 年	2016 年	2016 年	2016 年	2016 年
家庭人均非劳动收入对数	-0.010 * (0.006)	-0.121 *** (0.007)	-0.146 *** (0.008)	-0.071 *** (0.019)	-0.033 * (0.019)
参照组平均工资对数	0.199 *** (0.011)	0.224 *** (0.014)	0.191 *** (0.014)	0.376 *** (0.056)	0.518 *** (0.065)
年龄	-0.073 *** (0.001)	-0.012 *** (0.002)	-0.013 *** (0.003)	-0.024 *** (0.008)	0.017 ** (0.008)
性别(女性 = 1)	-0.782 *** (0.032)	-0.465 *** (0.047)	-0.341 *** (0.053)	-0.639 *** (0.142)	-0.887 *** (0.130)
受教育年限	0.033 *** (0.005)	0.050 *** (0.006)	0.061 *** (0.007)	-0.010 (0.021)	0.018 (0.020)
6 岁以下家庭成员的比例	-0.488 *** (0.079)	0.189 (0.180)	0.200 (0.299)	-0.282 (0.373)	0.219 (0.247)
6 ~ 18 岁家庭成员的比例	0.379 *** (0.052)	-1.268 *** (0.060)	-1.030 *** (0.061)	-2.115 *** (0.292)	-2.384 *** (0.472)
64 岁及以上家庭成员的比例	-0.343 *** (0.040)	1.793 *** (0.123)	1.932 *** (0.200)	1.290 *** (0.286)	1.294 *** (0.196)
家庭规模	-0.070 *** (0.014)	0.111 *** (0.021)	0.259 *** (0.027)	-0.086 (0.059)	-0.186 *** (0.048)
是否迁移劳动力(是 = 1)	0.940 *** (0.040)	0.320 *** (0.057)	—	—	—
上海	-0.123 ** (0.054)	0.173 ** (0.070)	0.179 ** (0.076)	-0.065 (0.242)	-0.267 (0.197)
福州	-0.031 (0.058)	0.132 * (0.078)	0.104 (0.086)	-0.480 * (0.284)	-0.111 (0.203)
武汉	0.441 *** (0.054)	0.099 (0.075)	0.085 (0.082)	-0.082 (0.270)	-0.360 * (0.208)
广州	-0.097 *** (0.057)	0.114 (0.075)	0.119 (0.085)	-0.373 (0.249)	-0.150 (0.189)
西安	0.210 *** (0.057)	0.039 (0.079)	0.081 (0.087)	-0.327 (0.257)	-0.156 (0.233)
常数项	5.114 *** (0.164)	1.201 *** (0.229)	0.933 *** (0.256)	2.568 *** (0.751)	-0.251 (0.775)
观察值数	16718	15406	9896	2160	3350
R <sup>2</sup>	0.402	0.355	0.359	0.341	0.166

注：括号中为稳健标准误；所有的回归均使用了抽样权重；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。  
资料来源：根据中国城市劳动力调查（CULS）2010 年和 2016 年数据计算得到。

综合表1和表2的回归结果,我们可以观察到中国城市劳动力市场上劳动供给的决定具有如下特点。

第一,市场机制在劳动力资源配置中发挥着越来越重要的作用。从劳动参与的决定看,参照组工资的对数对劳动参与影响的边际效应,由2010年的0.066上升到2016年的0.11。换言之,在其他条件不变的情况下,过去几年工资快速上涨的过程是有助于刺激劳动供给的。从不同群体看,城市本地劳动力和城城迁移劳动力的劳动参与对工资水平更加敏感。

工资率对劳动供给的影响同样体现于劳动供给方程中。在非劳动收入不变的情况下,劳动供给时间对工资变化的反应,称之为非补偿效应,或马歇尔效应,在本文中就是工作时间变化对工资率的弹性。从表2可以看到,全部样本中,劳动供给弹性由2010年的0.20上升到2016年的0.22。一个有意思的发现是,在劳动参与方程中,本地劳动力对市场工资率更敏感,但是,对于已经参与劳动力市场的群体而言,流动劳动力的工资弹性更大。如表2所示,城市本地劳动力劳动供给的工资弹性为0.19,城城迁移劳动力为0.38,而农村迁移劳动力为0.52。这意味着,市场机制以外的制度性因素,可能是制约迁移劳动力劳动供给的主要因素。

第二,劳动供给的性别差异值得关注。在控制了其他影响劳动供给的主要因素后,劳动供给的性别差异仍然非常明显,但性别差异的水平在缩小。从劳动参与率方程的回归结果看,性别的边际差异从2010年的30.9个百分点下降至2016年的12.4个百分点。在流动的劳动力中,女性与男性劳动参与的差距更为明显:在2016年城城迁移劳动力和农村迁移劳动力样本中,女性的劳动参与率较男性分别低20.6和21.9个百分点。从劳动供给方程的回归结果看,虽然性别的边际差异由2010年的0.78下降到2016年的0.47,但依然非常明显。同样,流动群体的性别差异更大。其中,城市本地劳动力的性别边际差异为0.34,城城迁移劳动力为0.64,而农村迁移劳动力更高达0.89。

虽然劳动供给的性别差异具有普遍性(Killingsworth & Heckman, 1986; OECD, 2016),但了解差异发生的原因更为重要,第五部分我们将继续对这一问题进行分析。促进女性的劳动力供给,不仅可以促进性别平等,也有助于提高劳动供给的水平,对经济增长产生立竿见影的效果。

第三,非劳动收入对劳动供给的影响是一个新的现象。我们的回归结果与理论预期一致,即非劳动收入对劳动供给有消极影响。在2010年时其效应尚较微弱,在劳动参与方程中,边际效应仅为0.5%,劳动供给的收入弹性也仅为0.01。不过,从2016年的样本看,收入效应已经明显提升,劳动参与的边际效应上升到1.9%,劳动供给的

收入弹性上升到 0.12。同时，针对不同群体的对比可以发现，收入效应在城市本地劳动力中表现得更为明显。

为了进一步观察不同类型的非劳动收入对劳动供给的影响，我们将非劳动收入分解为家庭人均资产性收入、家庭人均公共转移收入和家庭人均养老金收入<sup>①</sup>，发现只有养老金收入对劳动供给有显著的影响，其他两项在统计上不显著。这意味着改善养老保障制度的设计，尤其是对养老金替代率进行更精细的测算，建立弹性给付方式等，将有可能进一步刺激劳动供给（程杰，2014）。

第四，流动群体和城市本地劳动力之间存在着劳动供给行为的差异。在控制了其他因素后，迁移劳动力与本地劳动力的劳动供给差异仍然存在，但二者的差异随着时间的变化在缩小：2010 年迁移劳动力的劳动参与率较本地劳动力高出 17.3 个百分点，2016 年下降到 6.0 个百分点；劳动时间的边际差异由 2010 年的 0.94 下降到 2016 年的 0.32。分样本的估计结果表明，流动群体和城市本地劳动力在其他参数上也有很大的不同。

## 五 提升劳动供给的关键领域

前文的分析已经表明，即便在劳动年龄人口总量逐年下降的情况下，通过遏制劳动参与率的下降，会对短期经济增长产生即期效应。不过，由于劳动供给内生于经济系统，通过分析劳动供给的决定因素，有针对性地实施改善劳动供给的政策，将会产生促进经济增长的即期效果。根据我们对劳动供给决定因素的分析，以下几个方面应该是近期遏制劳动参与下滑的重点。

### （一）继续鼓励劳动力流动

在我们以往的研究中，已经观察到鼓励劳动力流动对于扩大劳动力市场规模的积极效应：利用 2005 - 2010 年地级以上城市的资料进行分析的结果表明，城市劳动力市场总体规模变化相对于迁移率变化的弹性高达 0.99（都阳等，2014）。本文根据最新资料的分析结果也显示，在控制其他因素后，流动人口的劳动参与率较本地劳动力高出了 6%。因此，如果劳动力流动得以延续，这一过程仍然会扩大劳动力市场规模，并提供短期的增长动力。然而，一个显而易见的问题是，经过多年大规模的劳动力流动，农村劳动力向城镇流动的规模已经达到很高的水平，农村剩余劳动力的规模和结构是

<sup>①</sup> 由于篇幅的限制，具体的回归结果略去。

否仍然可以支持劳动力的继续流动?例如,根据国家统计局(2017)公布的资料,2016年农村外出农民工总量为16934万人,较上年仅增加了0.3%,农村外出劳动力延续了近年来不断放缓的增长步伐。

遵循都阳和王美艳(2010)提出的分析方法,我们基于2010年第六次人口普查和2015年全国1%人口抽样调查的微观数据,对个体迁移概率进行了估计,并以此估计参数为基础,对不同年龄和教育水平的农村劳动力剩余数量进行了估算,结果如表3所示。2015年16岁以上的农村劳动力资源总量为3.83亿人,其中,从事农业活动的劳动力为1.79亿,但以40岁以上和低受教育水平的劳动力为主。我们根据个体的迁移概率,可以计算相应组别可能转移的劳动力数量:在当前的劳动力市场环境和制度条件下,约为2612万人。如果能够深化户籍制度改革,提高社会保护和公共服务一体化的水平,1.79亿的农村劳动力仍然有可能转移到非农部门就业。

表3 农村剩余劳动力的变化

	2010年			2015年		
	劳动力资源 (万人)	外出概率	可转移数量 (万人)	劳动力资源 (万人)	外出概率	可转移数量 (万人)
16~20岁	1358	—	448	357	—	81
小学及以下	187	0.241	45	46	0.150	7
初中	1015	0.318	323	245	0.211	52
高中及以上	155	0.515	80	66	0.336	22
21~30岁	4414	—	1296	2178	—	481
小学及以下	756	0.213	161	281	0.155	44
初中	3204	0.288	922	1531	0.206	316
高中及以上	454	0.469	213	367	0.332	122
31~40岁	5618	—	1312	2755	—	524
小学及以下	1838	0.185	341	686	0.149	102
初中	3546	0.247	876	1869	0.192	360
高中及以上	233	0.409	95	200	0.307	61
41~50岁	7111	—	1326	5111	—	794
小学及以下	2948	0.150	442	2055	0.132	270
初中	3794	0.199	756	2862	0.165	472
高中及以上	370	0.344	127	195	0.269	52
50岁以上	9426	—	1018	7502	—	732
小学及以下	6758	0.091	615	4854	0.083	402
初中	2336	0.133	312	2346	0.114	268
高中及以上	331	0.277	92	302	0.204	61
合计	27927	—	5400	17903	—	2612

资料来源:根据第六次全国人口普查资料以及2015年全国1%人口抽样调查计算得到。



## （二）提高女性的劳动参与

两性之间劳动参与的巨大差异，意味着提高女性参与率有着巨大的潜力。从其他国家的经验看，很多新兴经济体和经济合作与发展组织（OECD）国家的劳动参与的性别差异正在逐渐缩小（OECD，2016）。从公共政策的角度看，需要更准确地识别造成两性劳动参与差异的原因，从而有针对性地实施促进女性就业的计划。例如，我们在对式（8）的回归中加入“性别”与“6岁以下家庭成员的比例”的交叉变量，以反映学龄前儿童的看护对女性劳动参与的影响。表4列出了将上述交叉项加入表1的第2列至第5列，性别变量回归结果发生的变化，其他变量的回归结果略去不报。我们看到，交互项对于三类人群的劳动参与都有影响，但无论是系数值的大小和统计显著性，对外来人口的影响都更明显。而且，加入交互项后，性别变量边际效应都变小，变化的幅度也是流动人口大于城市本地人口。这意味着，子女看护和婴幼儿学龄前教育等公共服务水平的提高和均等化，将有助于促进女性的劳动参与，尤其是女性流动人口的劳动参与。

表4 劳动参与的决定：加入交互项的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全部样本	本地居民	城城迁移	农民工
性别(女性=1)	-0.102 *** (0.013)	-0.071 *** (0.012)	-0.142 *** (0.043)	-0.174 *** (0.029)
女性×6岁以下家庭成员的比例	-0.449 *** (0.08)	-0.163 * (0.087)	-0.843 *** (0.251)	-0.543 *** (0.144)
观察值数	15406	9896	2160	3350

注：括号中为稳健标准误；所有的回归均使用了抽样权重；\*\*\*和\*分别表示在1%和10%的水平上显著。  
资料来源：根据中国城市劳动力调查（CULS）2016年数据计算得到。

根据CULS第四轮调查数据，拥有城市本地户籍且不工作的女性中，平均每天用于照料子女和老人的时间为2.26个小时，城城迁移的女性为2.95个小时，农村向城市迁移的女性为3.69个小时。实际上，提高子女看护和学龄前教育等公共服务的水平，促进其在群体之间的均等化，可以起到一石多鸟的效果：这些领域公共服务水平的提高，本身就为女性创造了更多的就业机会。子女看护行为的市场化，使得女性原本的家庭生产行为通过劳动力市场重新定价，有助于提高性别平等；看护行为的市场化 and 专业化有助于集中进行人力资本投资，提高人力资本投资的效率；更重要的是，有助于更多的女性加入劳动力市场，扩大劳动力市场的规模。

### （三）减少非劳动收入对劳动供给的负面影响

随着经济的发展，工资水平将不断提升，同时，居民的收入来源也会更加多元化。资产收入会不断增加，而随着社会保障覆盖面的扩大和社会保护水平的提高，养老金及公共转移的收入也会不断增加。因此，伴随着经济发展阶段的变化，工资的非补偿效应（马歇尔）和非劳动收入对劳动供给的影响都会发生新的变化。

工资增长对劳动供给会产生正向的刺激作用，但当工资达到一定水平后，也可能产生劳动供给曲线的后弯现象。不过，在我们的样本中，我们也曾经尝试观察在劳动供给方程中加入工资平方项的效果，回归结果并不显著。这似乎意味着在当前的经济发展阶段，劳动供给后弯的情况尚未到来。更重要的是，即便劳动供给曲线出现后弯，也是市场机制下劳动供给行为的正常反应，公共政策干预的余地很小。

相形之下，非劳动收入对劳动供给产生的影响更值得公共政策的关注。如前所述，在非劳动收入中，来自于养老金的部分对劳动供给的影响最为敏感。这一结果与图3所展示的劳动参与率在特定年龄的骤然下降是一致的。实际上，养老保障制度作为劳动力市场制度的重要组成部分，其制度设计也与其他劳动力市场制度紧密关联。中国应该借鉴发达国家的相关经验，增加养老金给付方式的选择性，采取更灵活的退休方式，尽量减少养老金给付与劳动参与的关联。

### （四）可能的增长效应

从前文的分析结果看，劳动参与率的变化对经济增长已经产生了很明显的影 响。2010年至2015年的数据表明，即便短期没有明显的技术进步和经济结构变迁的情况下，经济增长对劳动参与率的弹性为1.93。也就是说，如果能抓住劳动参与决定的关键因素，有针对性地实施改革措施，那么，劳动参与率提升一个百分点，就可以带来1.93个百分点的经济增长。我们基于微观资料的实证分析也表明，进一步促进劳动力流动和消除阻碍女性参与劳动力市场的制约因素，是在短期提高劳动参与水平的最有效手段。我们可以在一定的情境假设下，估算劳动参与率的变化及其影响。

我们先考虑劳动力迁移的情况。如果流动人口与城市本地人口之间的参与率之差为 $P^d$ ，流动人口占就业的比重为 $r$ ，则增加劳动力流动带来的参与率变化为： $\Delta P = \Delta r \times P^d$ 。我们假定表3估算的农村剩余劳动力在今后三年内转移，以2016年城镇就业为4.14亿、农民工就业总量为1.69亿的规模作为估算基础，结合表1估算的流动人口对参与率的边际效应（高出本地居民6个百分点），则劳动力流动带来的劳动参与率提升约为每年0.073个百分点。

基于同样的分析思路，我们也可以估算女性劳动参与率提升引起的整体参与率的变

化。根据 CULS 数据测算，经济活动人口中女性的比例为 41.2%，如果今后三年内女性劳动参与率边际效应能从表 1 第 2 列中所示的  $-0.124$  提升至表 4 第 1 列中所示的  $-0.102$ ，2.2 个百分点（每年 0.73）会使总体劳动参与率提升 0.906 个百分点（每年 0.302）。因此，通过继续鼓励劳动力流动和促进女性的劳动参与，每年可以提升劳动参与率 0.375 个百分点。这样，在其他条件保持不变的情况下，劳动力进一步流动和提升女性劳动参与可直接带来约 0.72 个百分点（约 5300 亿元）的经济增长。

## 六 结论

劳动供给对经济增长的影响随着中国经济发展进入新常态而越来越明显，这一效应更随着人口年龄结构的变化而被放大。劳动供给及与其紧密相关的人力资本投入，对经济增长的影响机制既体现于对劳动生产率（尤其是全要素生产率）等中长期因素的决定，也体现于对劳动力市场规模和短期增长的影响。在新的发展阶段，通过深化各个领域的改革以及短期和长期措施并举，将有助于中国经济获得持续、平稳的发展动力。然而，后者在目前的诸多研究中并未得到重视。

劳动年龄人口总量快速减少以及劳动参与率的下降，共同推动了劳动供给形势的变化，加剧了劳动力短缺，并对经济增长形成了制约。通过对城市住户调查微观数据的计量经济分析，我们发现尽管市场机制在劳动供给决定中已经发挥积极的作用（例如，工资在劳动参与决定和劳动供给方程中都有积极的影响），但仍然存在一些因素制约了劳动供给的扩大。从公共政策的角度看，迫切需要识别哪些因素是政策与制度造成了劳动供给的扭曲，从而通过相应的改革措施予以纠偏。

基于实证分析我们发现，在劳动力流动放缓的情况下，全面深化户籍制度改革，为劳动力的进一步流动创造条件，将会有利于劳动参与率的提升和劳动供给的增加；通过有针对性地改善公共服务并提高其均等化水平，将有助于消除劳动供给的性别差异，并提高总体劳动供给水平；在非劳动收入伴随着经济发展对劳动供给的负面效应越来越明显的情况下，应该有针对性地完善社会保护体系（如完善养老金制度），将其纳入劳动力市场制度的统一框架下进行考察，着力消除其对劳动供给的负面影响。

此外，我们的分析也表明，切实推进这些领域的改革措施，不仅会增强劳动力市场良性运转、扩大劳动供给，也会带来改革的红利，促进短期的经济增长，从而为中国经济的结构调整和全要素生产率的提升赢得时间。

## 参考文献:

- 白重恩、张琼 (2014), 《中国的资本回报率及其影响因素分析》, 《世界经济》第10期, 第3-30页。
- 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, 第4-13页。
- 蔡昉 (2013), 《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, 第56-71页。
- 程杰 (2014), 《养老保障的劳动供给效应》, 《经济研究》第10期, 第60-73页。
- 都阳 (2016), 《就业政策的阶段特征与调整方向》, 《劳动经济研究》第4期, 第53-72页。
- 都阳、蔡昉、屈小博、程杰 (2014), 《延续中国奇迹: 从户籍制度改革中收获红利》, 《经济研究》第8期, 第4-13页。
- 都阳、王美艳 (2010), 《农村剩余劳动力的新估计及其含义》, 《广州大学学报(社会科学版)》第4期, 第17-24页。
- 郭庆旺、贾俊雪 (2004), 《中国潜在产出与产出缺口的估算》, 《经济研究》第5期, 第31-39页。
- 国家统计局 (2017), 《中华人民共和国2016年国民经济和社会发展统计公报》, [http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228\\_1467424.html](http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228_1467424.html)。
- Gronau, Reuben (1974). Wage Comparisons—A Selectivity Bias. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1119-1143.
- Heckman, James (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hendricks, Lutz (2002). How Important Is Human Capital for Development? Evidence from Immigrant Earnings. *American Economic Review*, 92(1), 198-219.
- Killingsworth, Mark & James Heckman (1986). Female Labor Supply: A Survey. In Orley Ashenfelter & Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics (Volume 1)*. Amsterdam: Elsevier, pp. 103-204.
- Lentz, Rasmus & Dale Mortensen (2005). Productivity Growth and Worker Reallocation. *International Economic Review*, 46(3), 731-749.

- Miller, Stephen & Mukti Upadhyay (2000). The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity. *Journal of Development Economics*, 63 (2), 399 – 423.
- OECD ( Organization for Economic Cooperation and Development ) ( 2016 ). *OECD Employment Outlook 2016*. Paris: OECD Publishing.
- Peri, Giovanni (2009). The Effect of Immigration on Productivity: Evidence from US States. *NBER Working Paper*, No. 15507.
- Peri, Giovanni (2016). Immigrants, Productivity, and Labor Markets. *Journal of Economic Perspectives*, 30(4), 3 – 30.

## Labor Supply and Economic Growth

Du Yang<sup>1,2</sup> & Jia Peng<sup>1</sup>

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences<sup>1</sup>;  
Center for Human Resources Research, Chinese Academy of Social Sciences<sup>2</sup>)

**Abstract:** With shrinking size of working age population in China, the declining labor force participation rates have been further tightening labor supply, which limits the potentials for economic growth in China. Taking advantage of household survey data collected in some big cities, the empirical studies in this paper indicate there are some institutional barriers limiting the increase of labor supply. A thorough and comprehensive reform on *hukou* system would stimulate labor mobility and improve labor participation and labor supply. Improving and equalizing the public services would facilitate to bridge the gender gap in labor supply. Meanwhile, it is also important to incorporate the pension system into labor market institutions and to consider its negative impacts on labor supply.

**Keywords:** labor participation rate, labor supply, economic growth, labor migration

**JEL Classification:** J22, O15, O47

(责任编辑：一帆)