

## 最低工资标准调整的收入分配效应<sup>①</sup>

张世伟<sup>1</sup> 贾朋<sup>2</sup>

- (1. 吉林大学数量经济研究中心;  
2. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所)

**【摘要】**本文建立了可计算一般均衡模型和微观模拟模型,并采用“自顶而下/自下而上”方法将两个模型进行了连接,用于分析最低工资的收入分配效应。研究表明,短期内最低工资提升会促进低技能劳动力就业并提升其收入水平,进而降低不平等。长期来看,如果最低工资提升在25%以内,仍会起到降低不平等的作用;但如果最低工资提升超过30%,将会在提升低技能劳动力收入的同时,对就业产生负面作用。因此,政府在确定最低工资标准的调整幅度时,应该确保低技能劳动力就业和收入水平能得到同步提升,从而使得收入差距的扩大趋势得到抑制。

**关键词** 可计算一般均衡模型 微观模拟模型 最低工资 收入分配  
**中图分类号** F244.2 **文献标识码** A **JEL分类号** D6

### Income Distribution Effects of Minimum Wages Adjustment

**Abstract:** In this paper, we build a computable general equilibrium model and a micro-simulation model and then link the two models using “top-down/bottom-up” approach. The linked model is used to study the income distribution effects of minimum wages adjustment. The results indicate that in the short term, minimum wages adjustment will increase both employment and income of low-skilled workers and hence will decrease income inequality. However, in the long term, if minimum wages increase is below 25%, it can still rise employment and income of low-skilled workers and hence decrease income inequality; while, if minimum wages adjustment is above 30%, while it can still increase income of low-skilled workers, it also has negative impact on employment. As a result, local government should adjust minimum wages appropriately to ensure that employment and income of low-skilled workers are increased at the same time and this will help restraining continuous increase of income gap among urban residents.

**Key words:** Computable General Equilibrium Model; Micro-simulation Model; Minimum Wages; Income Distribution

① 本文获得国家社科基金青年项目(13CJY017)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(12JJD790042)和中国博士后科学基金面上项目(2012M520506)的资助。

## 引 言

中国改革开放以来,伴随着经济的持续快速增长,城镇居民的收入水平不断提高。但与此同时,城镇居民收入差距却呈现出逐渐扩大的趋势,并已经成为制约中国社会发展的一个突出问题。为了保证低技能劳动力能够分享经济增长的成果,中国政府于2004年初就颁布实施了“最低工资规定”,强制规定用人单位支付给劳动力的最低报酬。为了促进低收入从业人员工资的合理增长,2013年2月中国政府在《关于深化收入分配制度改革的若干意见》中提出“适时调整最低工资标准,到2015年绝大多数地区最低工资标准达到当地城镇从业人员平均工资的40%以上”。最低工资标准调整能否促进低收入劳动力工资明显增长?如果低收入劳动力工资增长,那么就业率是否会下降?如果就业率下降,那么就业群体收入的增加能否补偿失业群体收入的减少?最低工资标准调整对缩小收入差距的贡献如何?对这些问题的解答,不仅有助于中国最低工资制度的评价与设计,而且有助于我们加深对劳动力市场运行规律的理解。

根据劳动经济学理论,在买方垄断的劳动力市场中,如果初始最低工资标准较低,则调整最低工资标准将会对就业和收入分配产生积极影响;但在竞争性的劳动力市场中,由于调整最低工资标准会对就业产生消极影响,因此其对收入分配的影响难以确定(Brown, 1999)。由于现实劳动力市场通常处于完全垄断和完全竞争之间,因此最低工资标准的收入分配效应只能通过经验研究加以解答。关于最低工资标准收入分配效应的早期经验研究主要使用了基于统计数据的时间序列模型或面板数据模型(Neumark和Wascher, 2008)。由于无法考虑个体异质性,这些宏观经济计量模型很难得出令人信服的结论(卡赫克和齐尔贝尔博格, 2007)。20世纪末,随着微观数据的日益丰富和微观经济计量方法的快速发展,一些经济学家开始使用微观计量方法研究最低工资标准调整的收入分配效应。DiNardo等(1996)率先应用非参数核密度方法分析了最低工资标准调整对收入分配的影响,但DiNardo等没有考虑最低工资标准调整的溢出效应和就业效应,因此可能会低估最低工资标准的收入分配效应。在考虑最低工资标准的溢出效应和就业效应的基础上, Lee(1999)研究了最低工资标准的收入分配效应,指出实际最低工资标准的下降可以在很大程度上解释美国20世纪80年代收入差距的上升。后来,一些研究进一步证实了Lee的观点(Card和DiNardo, 2002),但也有一些研究认为最低工资标准的影响被夸大了(Autor等, 2006)。研究结论之所以存在较大差异,主要缘于在研究最低工资标准收入分配效应过程中,如何将宏观经济冲击因素分离出去(Autor等, 2010)。

微观经济是宏观经济的基础,宏观经济会对微观经济产生影响。Bourguignon和Spadaro(2006)指出,微观模拟(Micro-simulation, MS)模型能够将宏观经济分析和微观经济分析有机地结合起来,是评估劳动力市场政策收入分配效应的有效工具。早期的算术微观模拟模型主要研究政策变动对个体即期收入分配的影响,没有涉及政策变动对个体行为的影响。20世纪末,一些经济学家将劳动供给模型和算术微观模拟模型相结合形成了劳动供给的行为微观模拟模型,通过度量个体对劳动力市场政策变动的劳动供给反应来分析政策变动的收入分配效应(Creedy和Duncan, 2002)。然而,劳动力市场政策的收入分配效应不仅取决于劳动力供给,还取决于劳动力需求。Savard(2003)进一步提出了将可计算一般均衡(Computable General Equilibrium, CGE)模型和微观模拟模型相结合形成“宏观—微观”连接模型的建模思路,在一般均衡的框架下分析劳动力市场政策对劳动供给和劳动需求的影响。

响,进而分析劳动力市场政策对收入分配的影响。Pauw 和 Leibbrant (2012) 应用可计算一般均衡与微观模拟连接模型分析了最低工资标准的收入分配效应,研究结果与单纯使用宏观模型或微观模型的结果存在明显差异。

由于中国实施最低工资规制的时间较短,关于其收入分配效应的研究工作也起步较晚。由于微观数据匮乏,一些学者不得不使用统计数据,应用时间序列模型或面板数据模型分析最低工资标准的收入增长效应(罗小兰和丛树海,2009)和收入不平等效应(权衡和李凌,2011)。近年来,随着中国微观数据的日益丰富,一些学者开始应用微观经济计量模型分析最低工资标准的收入分配效应,如孙中伟和舒玢玢(2011)通过对珠三角农民工数据分析指出,最低工资标准对农民工收入增长具有促进作用,最低工资每增加 100 元,农民工工资会增加 70 元;马双等(2012)发现,最低工资每上涨 10%,制造业企业平均工资整体上涨 0.4%~0.5%,但同时雇佣人数却减少 0.6%左右。上述研究或从宏观角度或从微观角度进行分析,忽略了宏观经济和微观经济之间的双向反馈,无法准确地度量最低工资标准的收入分配效应。依据吉林省微观调查数据,张世伟等(2009)应用劳动供给行为微观模拟模型分析了最低工资标准的收入分配效应,发现最低工资标准调整促进了低技能劳动力就业和收入水平的上升。由于模型没有考虑企业对最低工资标准调整的劳动需求反应,势必会导致对政策就业效应和收入分配效应的高估。

近年来,中国各地方政府频繁提升最低工资标准,为研究最低工资标准的收入分配效应提供了数据支持。本文拟建立一个可计算一般均衡与微观模拟的连接模型,用于分析最低工资标准调整的收入分配效应。本文的第一部分将介绍可计算一般均衡模型的构建;第二部分介绍微观模拟模型的构建;第三部分介绍可计算一般均衡与微观模拟模型的连接方法;第四部分对最低工资标准调整的收入分配效应进行模拟和分析;最后给出研究结论。

## 一、可计算一般均衡 (CGE) 模型

参照 Lofgren 等 (2002) 的标准 CGE 模型,本文构建了一个六部门的可计算一般均衡 (CGE) 模型,模型包含 6 种活动 ( $a$ )、6 种商品 ( $c$ )、1 种劳动力要素 ( $lab$ )、1 种资本要素 ( $cap$ )、2 类家庭 ( $h$ , 包括城镇家庭和农村家庭)、1 个企业 ( $ent$ )、1 个政府 ( $gov$ )、2 个资本账户 (包括固定资本形成和存货增加)、3 种税收 (包括国内生产活动的生产税、国内机构账户的直接税和进口商品关税、增值税和消费税等) 和 1 个世界其他地区 ( $row$ )。

### 1. CGE 模型的基本结构

CGE 模型为联立方程的集合,主要方程涉及生产活动与要素市场、机构、产品市场和系统约束等四部分<sup>①</sup>。

(1) 生产活动与要素市场。假设每个生产者在生产技术的约束下最大化利润。生产活动的投入为劳动力要素、资本要素和中间产品。生产技术的顶层由总增加值投入  $QVA$ <sup>②</sup> 和总中间产品投入  $QINTA$  通过一个里昂惕夫生产函数整合为总活动产出  $QA$  :

$$QVA_a = iva_a \cdot QA_a \quad (1)$$

$$QINTA_a = inta_a \cdot QA_a \quad (2)$$

<sup>①</sup> 限于篇幅,本文仅给出了部分方程。对整个方程系统感兴趣的读者可以联系作者索取。

<sup>②</sup> 在不致引起混淆的情况下,本文在对可计算一般均衡模型进行说明的过程中,省略了部分变量和参数的下标和上标。

其中,  $iva$  和  $inta$  分别为总增加值投入和总中间投入的投入系数。总增加值投入是各种要素投入  $QF$  的常替代弹性 (CES) 函数, 如式 (3) 所示。总中间产品投入是各种中间投入  $QINT$  的里昂惕夫函数, 如式 (4) 所示。

$$QVA_a = \left( \sum_f \delta_{fa}^{\sigma_a} \cdot QF_{fa}^{-\rho_a} \right)^{-\frac{1}{\rho_a}} \quad (3)$$

$$QINT_m = ica_m \cdot QINTA_a \quad (4)$$

其中,  $\delta^a$  为 CES 增加值函数中的份额参数, CES 增加值函数中资本要素和劳动力要素之间的替代弹性为  $\sigma=1/(1+\rho^a)$ ,  $ica$  为中间投入系数。

假设所有要素投入在各个生产活动间可以自由流动, 且要素数量外生给定。作为利润最大化决策的一部分, 厂商在生产活动中使用要素直到每种要素的边际产品收入与其价格  $WF$  相等。要素价格在不同生产活动中不同, 要素价格变化使得要素市场达到均衡, 如式 (5) 所示。

$$WF_{fa} = PVA_a \cdot QVA_a \cdot \left( \sum_f \delta_{fa}^{\sigma_a} \cdot QF_{fa}^{-\rho_a} \right)^{-1} \cdot \delta_{fa}^{\sigma_a} \cdot QF_{fa}^{-\rho_a - 1} \quad (5)$$

其中,  $PVA$  为总增加值投入的价格。在后文的分析中, 我们将通过对  $WF$  进行调整来模拟劳动力要素价格提升对劳动力需求和总收入的影响。

(2) 机构。机构账户包括家庭、企业、政府和世界其他地区。国内要素总收入  $YF$  在去除世界其他地区的要素收入  $trnsfr$  (假设汇率为  $EXR$ ) 后以固定的比例  $shif$  在国内机构账户  $i$  中进行分配:

$$YIF_{if} = shif_{if} \cdot (YF_f - trnsfr_{rw,f} \cdot EXR) \quad (6)$$

其中,  $YIF$  为国内机构账户的要素收入。家庭和企业等国内非政府机构账户  $i$  的总收入  $YI$  构成为:

$$YI_i = \sum_f YIF_{if} + trnsfr_{i, gov} + trnsfr_{i, rw} \cdot EXR + \sum_{i'} TRII_{ii'} \quad (7)$$

其中,  $trnsfr$  为政府或世界其他地区向国内非政府机构账户的转移支付,  $TRII$  为国内非政府机构账户之间的转移支付, 并且满足:

$$TRII_{ii'} = shii_{ii'} \cdot (1 - MPS_i) \cdot (1 - TINS_i) \cdot YI_i \quad (8)$$

其中,  $TINS$  为直接税税率,  $MPS$  为边际储蓄倾向。式 (8) 表明, 国内非政府机构的收入在缴纳直接税并进行储蓄后按照一个固定比例  $shii$  在其他国内非政府机构账户之间进行转移支付。

模型中的家庭分为城镇家庭和农村家庭。两类家庭都是价格的接受者, 并且在各自的预算约束下最大化其效用。本文对于城镇居民和农村居民均采用 Stone-Geary 效用函数, 从而允许消费品之间的不完全替代, 使得居民的最终消费需求是复合商品的线性支出系统:

$$EH_h = \left( 1 - \sum_i shii_h \right) \cdot (1 - MPS_h) \cdot (1 - TINS_h) \cdot YI_h \quad (9)$$

$$PQ_c \cdot QH_{ch} = PQ_c \cdot \gamma_{ch}^m + \beta_{ch}^m \cdot \left( EH_h - \sum_c PQ_c \cdot \gamma_{ch}^m \right) \quad (10)$$

其中,  $EH$  为居民的总消费支出,  $PQ$  为居民最终消费的价格,  $QH$  为居民最终消费的数量,  $\gamma^m$  为基本消费数量,  $\beta^m$  为边际消费份额。

假设企业不进行消费。企业从资本要素得到收入并将其在缴纳企业所得税、储蓄和对居民进行转移支付之间进行分配, 如式 (7) 和式 (8)。政府获得收入  $YG$  的途径包括在生产 and 消费等领域进行征税、获得投资收益和国外其他地区的转移支付等, 如式 (11) 所示。政府将其收入用于消费商品、储蓄并对国内其他非政府机构进行转移支付。政府的消费支出和转移支付支出总额如式 (12) 所示。

$$YG = \sum_i TINS_i \cdot YI_i + \sum_a ta_a \cdot PA_a \cdot QA_a + \sum_c tm_c \cdot pwmc_c \cdot QM_c \cdot EXR + \sum_f YIF_{gov,f} + trnsfr_{gov,rov} \cdot EXR \quad (11)$$

$$EG = \sum_c PQ_c \cdot QG_c + \sum_i trnsfr_{i,gov} \quad (12)$$

其中,  $ta$  为生产税税率,  $PA$  为活动产出的价格,  $tm$  为进口商品关税,  $pwmc$  为进口商品的价格,  $QM$  为进口商品的数量,  $EG$  为政府除储蓄外的支出总额,  $QG$  为政府最终消费数量。

世界其他地区账户从国内资本投资中获得收益, 从国内商品进口中获得收入, 从国内政府获得转移支付, 并将这些收入用于进口国内商品, 对包括政府在内的国内机构账户进行转移支付。

(3) 商品市场。国内的活动产出  $QA$  在国内市场销售  $QD$  和出口  $QE$  之间进行分配, 分配机制以一个常转换弹性函数 (CET) 表示:

$$QA_c = (\delta_c^{\rho'} \cdot QE_c^{\rho'} + (1 - \delta_c^{\rho'}) \cdot QD_c^{\rho'})^{\frac{1}{\rho'}} \quad (13)$$

其中,  $\delta$  为份额参数,  $\rho'$  为 CET 函数的指数。国内商品需求是对复合商品  $QQ$  的需求。根据 Armington 假设, 复合商品为国内活动产出在国内销售的部分  $QD$  和进口商品  $QM$  通过一个常转换弹性 (CES) 函数得到, 即:

$$QQ_c = (\delta_c^{\rho} \cdot QM_c^{\rho} + (1 - \delta_c^{\rho}) \cdot QD_c^{\rho})^{-\frac{1}{\rho}} \quad (14)$$

其中,  $\delta^{\rho}$  为 CES 函数中的份额参数, 国内商品和进口商品之间替代弹性可以表示为  $\sigma = 1 / (1 + \rho^{\rho})$ 。

(4) 系统约束。典型的 CGE 模型是有约束的均衡模型, 单个主体不需要满足这些约束方程, 但是方程系统整体需要满足这些约束条件。CGE 模型中的均衡包括政府收支均衡、国际收支平衡、要素市场均衡和产品市场均衡四部分, 分别如式 (15) ~ 式 (18) 所示。

$$YG = EG + GSAV \quad (15)$$

其中,  $GSAV$  为政府储蓄。式 (15) 表明, 政府收入须等于政府支出。

$$\sum_c pwmc_c \cdot QM_c = FSAV + \sum_c pwe_c \cdot QE_c + \sum_i trnsfr_{i,rov} - \sum_f trnsfr_{rov,f} \quad (16)$$

其中,  $FSAV$  为世界其他地区的在国内的储蓄。式 (16) 表明, 国内从世界其他地区得到的收入和支出须相等。

$$\sum_a QF_{fa} = QFS_f \quad (17)$$

其中,  $QFS$  为要素供给。式 (17) 表明, 生产活动的要素总需求须等于要素总供给。

$$QQ_c = \sum_a QINT_a + \sum_h QH_{oh} + QG_c + QINV_c + qdst_c \quad (18)$$

其中,  $QINV$  为投资需求,  $qdst$  为存货净增量。式 (18) 表明, 国内复合商品的供给须等于需求。

## 2. 社会核算矩阵

社会核算矩阵是确定可计算一般均衡模型中参数的重要依据。本文所使用的宏观社会核算矩阵主要分为 10 个账户, 分别是活动 (ACT)、商品 (COM)、劳动力要素 (LAB)、资本要素 (CAP)、家庭 (HHD)、企业 (ENTR)、政府 (GOV)、储蓄投资 (S-I)、存货变动 (DSTK) 和世界其他地区 (ROW)。此外, 在社会核算矩阵中, 还包括商品生产税 (ATAX)、国内机构直接税 (YTAX)、进口商品关税 (TAR) 和合计 (TOTAL) 等账户<sup>①</sup>。表 1 给出了社会核算矩阵中各种支付或收入的含义, 表 2 给出了社会核算矩阵的基本结构。

表 1 社会核算矩阵中各种支付和收入的含义

矩阵中位置	含 义	矩阵中位置	含 义	矩阵中位置	含 义
SAM <sub>1,2</sub>	国内总产出	SAM <sub>5,7</sub>	政府对居民转移支付	SAM <sub>9,8</sub>	存货变动
SAM <sub>1,11</sub>	总产出	SAM <sub>5,10</sub>	国外对居民转移支付	SAM <sub>9,11</sub>	存货净变动
SAM <sub>2,1</sub>	中间投入	SAM <sub>5,11</sub>	居民总收入	SAM <sub>10,2</sub>	商品进口
SAM <sub>2,5</sub>	居民消费	SAM <sub>6,4</sub>	企业资本收入	SAM <sub>10,4</sub>	国外资本投资收益
SAM <sub>2,7</sub>	政府消费	SAM <sub>6,11</sub>	企业总收入	SAM <sub>10,7</sub>	政府对国外转移支付
SAM <sub>2,8</sub>	固定资本形成	SAM <sub>7,1</sub>	国内商品生产税	SAM <sub>10,11</sub>	外汇支出
SAM <sub>2,9</sub>	存货净变动	SAM <sub>7,2</sub>	进口商品关税	SAM <sub>11,1</sub>	总投入
SAM <sub>2,10</sub>	出口	SAM <sub>7,5</sub>	居民缴纳直接税	SAM <sub>11,2</sub>	总供给
SAM <sub>2,11</sub>	总需求	SAM <sub>7,6</sub>	企业缴纳直接税	SAM <sub>11,3</sub>	劳动力要素支出
SAM <sub>3,1</sub>	劳动力报酬	SAM <sub>7,10</sub>	国外转移支付	SAM <sub>11,4</sub>	资本要素支出
SAM <sub>3,11</sub>	劳动力要素收入	SAM <sub>7,11</sub>	政府总收入	SAM <sub>11,5</sub>	居民支出
SAM <sub>4,1</sub>	资本回报	SAM <sub>6,5</sub>	居民储蓄	SAM <sub>11,6</sub>	企业支出
SAM <sub>4,11</sub>	资本要素收入	SAM <sub>6,6</sub>	企业储蓄	SAM <sub>11,7</sub>	政府支出
SAM <sub>5,3</sub>	居民劳动收入	SAM <sub>6,7</sub>	政府储蓄	SAM <sub>11,8</sub>	总投资
SAM <sub>5,4</sub>	居民资本收入	SAM <sub>8,10</sub>	国外净储蓄	SAM <sub>11,9</sub>	存货净变动
SAM <sub>5,6</sub>	企业对居民转移支付	SAM <sub>8,11</sub>	总储蓄	SAM <sub>11,10</sub>	外汇收入

① 由于本文不专门研究税收, 因此在社会核算矩阵中没有列出三种税收账户。

表 2 社会核算矩阵的基本结构

	ACT	COM	LAB	CAP	HHD	ENTR	GOV	S-I	DSTK	ROW	TOTALL
ACT		SAM <sub>1,2</sub>									SAM <sub>1,11</sub>
COM	SAM <sub>2,1</sub>				SAM <sub>2,5</sub>		SAM <sub>2,7</sub>	SAM <sub>2,8</sub>	SAM <sub>2,9</sub>	SAM <sub>2,10</sub>	SAM <sub>2,11</sub>
LAB	SAM <sub>3,1</sub>										SAM <sub>3,11</sub>
CAP	SAM <sub>4,1</sub>										SAM <sub>4,11</sub>
HHD			SAM <sub>5,3</sub>	SAM <sub>5,4</sub>		SAM <sub>5,6</sub>	SAM <sub>5,7</sub>			SAM <sub>5,10</sub>	SAM <sub>5,11</sub>
ENTR				SAM <sub>6,4</sub>							SAM <sub>6,11</sub>
GOV	SAM <sub>7,1</sub>	SAM <sub>7,2</sub>			SAM <sub>7,5</sub>	SAM <sub>7,6</sub>				SAM <sub>7,10</sub>	SAM <sub>7,11</sub>
S-I					SAM <sub>8,5</sub>	SAM <sub>8,6</sub>	SAM <sub>8,7</sub>			SAM <sub>8,10</sub>	SAM <sub>8,11</sub>
DSTK								SAM <sub>9,8</sub>			SAM <sub>9,11</sub>
ROW		SAM <sub>10,2</sub>		SAM <sub>10,4</sub>			SAM <sub>10,7</sub>				SAM <sub>10,11</sub>
TOTALL	SAM <sub>11,1</sub>	SAM <sub>11,2</sub>	SAM <sub>11,3</sub>	SAM <sub>11,4</sub>	SAM <sub>11,5</sub>	SAM <sub>11,6</sub>	SAM <sub>11,7</sub>	SAM <sub>11,8</sub>	SAM <sub>11,9</sub>	SAM <sub>11,10</sub>	

依据 2005 年中国投入产出和相关的宏观数据, 本文将 17 个部门归并为 6 个部门, 形成了社会核算矩阵原始表<sup>①</sup>, 应用跨熵法 (Robinson, 2001) 对原始矩阵进行平衡得到了调平后的矩阵 (见表 3)<sup>②</sup>。

表 3 社会核算矩阵平衡表 单位: 千亿元

	ACT	COM	LAB	CAP	HHD	ENTR	GOV	S-I	DSTK	ROW	TOTAL
ACT		546.82									546.82
COM	360.24				71.09		26.57	76.51	3.34	68.49	606.24
LAB	77.77										77.77
CAP	83.43										83.43
HHD			77.77	1.76		8.12	3.67			0.14	91.46
ENTR				80.91							80.91
GOV	25.38	5.30			2.11	5.33				2.10	40.22
S-I					18.26	67.46	9.86			-15.72	79.85
DSTK								3.34			3.34
ROW		54.12		0.76			0.13				55.00
TOTAL	546.82	606.24	77.77	83.43	91.46	80.91	40.22	79.85	3.34	55.00	

### 3. 参数校准

CGE 模型预测的精确性依赖于模型参数的确定。本文参考赵永和王劲峰 (2008) 的研

① 根据我国的投入产出核算制度, 国家统计局在逢 2、逢 7 的年份编制投入产出表, 在逢 0、逢 5 的年份编制投入产出延长表。本文是在 2005 年投入产出延长表的基础上编制了中国社会核算矩阵。

② 由于篇幅限制, 这里未给出细分社会核算矩阵的原始表和平衡表, 对这些数据感兴趣的读者可以联系作者索取。

究思路确定了生产要素之间的替代弹性以及贸易函数和居民需求函数中的弹性值（见表4）。

表4 可计算一般均衡模型中的弹性值

商品或活动	要素替代弹性	贸易函数中的弹性		居民需求函数中的弹性	
		Armington	CET	城镇居民	农村居民
农业	0.427	2.040	3.440	0.648	0.764
工业	1.719	3.967	4.600	0.785	1.026
建筑业	0.262	1.900	3.800	1.616	1.156
运输邮电业	0.727	1.900	2.800	0.988	0.987
零售餐饮业	0.727	1.900	2.800	0.834	0.987
其他服务业	0.727	1.900	2.800	1.426	1.211

模型中的其他参数主要通过校准方法（Dixon和Parmenter, 1996）得到。表5给出了CGE模型中的部分参数值。其中，“投入系数”两列分别与式（1）中的 $iva$ 和式（2）中的 $inta$ 相对应，“税率”两列分别与式（11）中 $ta$ 和 $tm$ 相对应，“CES增加值函数”两列与式（3）中 $\delta^m$ 相对应（劳动力份额与资本份额之和为1），“贸易函数”两列分别与式（13）和式（14）中 $\delta^e$ 和 $\delta^g$ 相对应。

表5 可计算一般均衡模型中的部分参数

商品	投入系数		税率		CES增加值函数		贸易函数	
	增加值	中间	生产税	关税	劳动力	资本	CET	CES
农业	0.581	0.416	0.106	0.003	0.998	0.002	0.768	0.179
工业	0.201	0.749	0.097	0.051	0.500	0.500	0.581	0.402
建筑业	0.222	0.744	0.188	0.034	0.698	0.302	0.800	0.051
运输邮电业	0.409	0.553	0.112	0.038	0.170	0.830	0.698	0.141
零售餐饮业	0.391	0.508	0.113	0.101	0.302	0.698	0.657	0.146
其他服务业	0.470	0.492	0.104	0.038	0.301	0.699	0.770	0.136

表6给出了单位活动所需要的中间投入，与式（4）中的中间投入系数 $ica$ 对应。

表6 单位活动所需要的中间投入

部门	农业	工业	建筑业	运输邮电业	零售餐饮业	其他服务业
农业	0.382	0.067	0.098	0.019	0.111	0.008
工业	0.445	0.776	0.701	0.601	0.478	0.508
建筑业	0.005	0.001	0.002	0.025	0.023	0.057
运输邮电业	0.055	0.055	0.100	0.190	0.091	0.107
零售餐饮业	0.052	0.050	0.050	0.056	0.093	0.111
其他服务业	0.060	0.051	0.050	0.108	0.205	0.210



表 7 给出了国内机构账户的收入份额，其中关于劳动力与资本要素的数值与式 (6) 中的固定比例参数  $shif$  相对应。

表 7 国内机构账户的收入份额

国内机构账户	劳动力	资本	企业
农村家庭	0.273	0.009	0.096
城镇家庭	0.727	0.013	0.904
企业	0.000	0.978	0.000

#### 4. 劳动力要素价格变动作用效果模拟

假设劳动力市场存在失业且劳动力可在不同行业间自由流动。本文应用 CGE 模型模拟了劳动力要素价格变动对劳动力需求的影响 (见表 8)，可以发现要素价格提升对于各部门劳动力需求均产生了负面影响，而且随着要素价格提升幅度的不断增大，这种负面影响越来越大；分部门来看，建筑业的劳动力需求受要素价格提升影响的幅度较小，而工业部分、运输邮电和零售餐饮等劳动密集型行业的劳动需求受到劳动力要素价格提升的影响幅度较大。

表 8 劳动力要素价格变动对劳动需求的影响

部门	基准	5%	10%	15%	20%	25%	30%
农业	38.6228	-4.7787	-9.1019	-13.0209	-16.5811	-19.8224	-22.7803
工业	10.8845	-9.1811	-17.4083	-24.7851	-31.4046	-37.3501	-42.6965
建筑业	4.6283	-0.5854	-1.1377	-1.6591	-2.1517	-2.6173	-3.0578
运输邮电业	2.4775	-10.2043	-19.0238	-26.6878	-33.3828	-39.2607	-44.4461
零售餐饮业	5.9075	-9.2995	-17.5081	-24.7841	-31.2592	-37.0436	-42.2297
其他服务业	1.3304	-8.5705	-16.2410	-23.1215	-29.3072	-34.8806	-39.9131

注：除“基准”一列外，其他列中的数值均为变动百分比；CGE 模型中的价格均为相对价格，下同。

劳动力要素价格调整不仅影响劳动需求，而且会影响居民收入。本文应用 CGE 模型模拟了劳动力要素价格提升对收入的影响 (见表 9)，可以发现尽管劳动力要素的价格有所提升，但由于劳动力需求的减少，经济系统中劳动力要素的总收入有所下降，且下降幅度随着劳动力要素价格提升幅度的增加而增大。同时，除了劳动力要素收入下降以外，城镇家庭和农村家庭的资本投资收入和其他转移支付收入也有所下降，因此导致城镇家庭和农村家庭的总收入有所下降，且下降幅度随着要素价格提升的幅度增加而增大。此外，劳动力要素价格提升对城镇家庭收入下降的影响明显大于农村家庭，主要缘于劳动力要素收入是城镇家庭的主要收入来源，而农村家庭的劳动力要素收入占其总收入的比重较小。

表 9 劳动力要素价格变动对收入的影响

度量指标	基准	5%	10%	15%	20%	25%	30%
劳动力要素收入	20.8435	-2.6499	-5.1818	-7.5877	-9.8632	-12.0074	-14.0215
农村家庭总收入	22.6699	-3.7485	-7.3160	-10.7043	-13.9178	-16.9634	-19.8495
城镇家庭总收入	67.1073	-6.0397	-11.7756	-17.2280	-22.4180	-27.3670	-32.0975

## 二、劳动参与行为微观模拟模型

本文构建了一个劳动参与行为微观模拟模型<sup>①</sup>，模拟工资等变动对劳动参与行为的影响。

### 1. 劳动参与方程

假设每个处于工作年龄的个体  $i$  根据效用最大化的原则在劳动参与和非劳动参与两种劳动力市场状态之间做出选择。根据 Heckman 两步骤法，本文将简化式劳动参与方程设定为：

$$P_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i + \varepsilon_i$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (19)$$

其中， $P_i^*$  表示不可观测的决定个体  $i$  是否劳动参与的变量， $Y_i$  表示个体  $i$  的非劳动收入， $Z_i$  表示可观测的影响个体  $i$  劳动参与决策的个体属性（不包括工资）向量， $P_i$  表示个体  $i$  的劳动参与状态（1 表示参与，0 表示非参与）， $\varepsilon_i \sim N(0, 1)$  为随机扰动项。个体的劳动参与概率可以表示为：

$$\Pr(P_i=1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i) \quad (20)$$

其中， $\Phi(\cdot)$  为标准正态分布的累积分布函数。根据简化式劳动参与方程可以得到逆米尔斯比：

$$\lambda_i = \frac{\phi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i)}{\Phi(\alpha_0 + \alpha_1 Y_i + \alpha_2 Z_i)} \quad (21)$$

其中， $\phi(\cdot)$  为标准正态分布的概率密度函数。将  $\lambda_i$  作为解释变量引入工资方程以修正样本选择偏差，则工资方程可以设定为：

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 Q_i + \beta_2 \lambda_i + \mu_i \quad (22)$$

其中， $\ln W_i$  为参与个体  $i$  的对数小时工资， $Q_i$  表示影响参与个体  $i$  工资收入的个体属性向量， $\mu_i \sim N(0, \delta^2)$  为随机扰动项。将个体工资作为解释变量引入简化式劳动参与方程可得到结构式劳动参与方程：

$$P_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 \ln \hat{W}_i + \gamma_2 Y_i + \gamma_3 Z_i + \omega_i$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } P_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (23)$$

其中， $\ln \hat{W}_i$  是对数小时工资的预测值， $\omega_i \sim N(0, 1)$  为随机扰动项。

根据劳动供给理论，个体是否劳动参与取决于其保留工资与市场工资的比较，如果市场工资高于保留工资，则个体选择劳动参与；否则，个体选择闲暇。个体的保留工资与个体属性密切相关。由于男性和女性在劳动力市场和家庭中的生产率存在较大差别，因此在模型中

<sup>①</sup> 劳动供给包括劳动参与和工作时间。由于劳动参与弹性通常远大于工作时间弹性，且工作时间通常受劳动需求方面的约束，故本文对劳动供给仅考虑个体的劳动参与行为。

应该对性别加以控制<sup>①</sup>。根据劳动供给生命周期理论,个体在一生中不同时期的劳动参与行为不尽相同,劳动参与概率通常会随着年龄的增长呈“倒U”形变动趋势。根据家庭联合劳动供给理论,家庭情况会对个体劳动参与决策产生重要影响。个体的户主身份意味着其需要承担较大的家庭责任,具有户主身份的个体倾向于增加劳动参与的概率;个体的非劳动收入会产生收入效应,导致个体劳动参与概率下降;如果有婴幼儿,则照料婴幼儿需要个体在家庭付出更多的时间。劳动者的身体健康状况显然会对劳动者的劳动参与决策产生重要影响。根据人力资本理论,人力资本水平较高个体的劳动参与概率也较高。个体的受教育水平和政治面貌作为反映人力资本水平的重要指标,与劳动参与率之间有着密切的关系。根据区域经济发展理论,城市经济发展水平会对个体的劳动参与产生影响。因此,本文选择个体的年龄、户主身份(虚拟变量,以非户主作为参照组)、性别(虚拟变量,以女性为参照组)、健康状况(虚拟变量,以非健康作为参照组)、受教育年限、党员身份(虚拟变量,以非党员作为参照组)、非劳动收入、家庭人口数和所在省份(虚拟变量)作为劳动参与方程的解释变量。

根据人力资本理论,个体工资的差异主要源于个体人力资本水平的差异。人力资本的主要构成为知识和技能,个体知识水平主要体现为受教育年限,而个体技能主要体现为工作经验。传统的Mincer工资方程没有考虑个人能力的异质性问题,党员身份、是否毕业于重点中学、中学成绩和是否通过高考上大学等均可以作为个人能力的体现。同时,家庭教育背景会对个体知识和技能获得产生影响。此外,城市经济发展水平会对个体工资水平产生影响。因此,本文选择性别(虚拟变量,以女性为参照组)、教育年限、工作经验、工作经验平方、党员身份(虚拟变量,以非党员作为参照组)、重点中学毕业(虚拟变量,以非重点中学毕业作为参照组)、中学成绩(虚拟变量,以中学成绩后60%作为参照组)、考上大学(虚拟变量,以非高考上大学作为参照组)、父亲或母亲大学毕业(虚拟变量,以非大学毕业作为参照组)和所在省份(虚拟变量)作为工资方程的解释变量。

## 2. 劳动参与行为模拟

模拟工资变动对城镇居民劳动参与行为的影响,首先需要估计结构式劳动参与方程,然后根据工资变动预测个体的劳动参与状态。本文使用的微观数据来自中国社会科学院经济研究所“中国城乡居民收入分配”课题组2002年住户抽样调查(CHIP)。考虑到已婚个体占调查样本的72.43%,且已婚个体与未婚个体劳动参与行为存在较大差异,故本文将样本范围限制为已婚的劳动年龄人口(即女性和男性年龄分别小于55岁和60岁),并删除了个体劳动力市场状态为离退休和丧失劳动能力的观测。考虑到非正规就业个体与正规就业个体存在较大差异,本文在样本中进一步删除了失业期间从事过非正规就业的个体。同时,本文还删除了信息缺失的观测,最后得到样本总数为8058人<sup>②</sup>。

本文对城镇居民的简化式劳动参与方程(19)、工资方程(22)和结构式劳动参与方程(23)进行了估计(见表10)。由简化式劳动参与方程的估计结果可以发现,年龄对于城镇居民的劳动参与决策具有负面影响,即随着年龄的增长,个体劳动参与倾向逐渐降低,这

<sup>①</sup> 由于个体属性对男性和女性劳动参与的影响存在很大差异,因此在传统的劳动供给文献中通常对男性和女性分别进行研究。但由于CGE无法分别模拟男性和女性的劳动力需求变动,因此在微观模拟模型中对男性和女性不采用分别研究的方法,而是采用在模型中加入性别虚拟变量的方法进行控制。

<sup>②</sup> 根据Eissa(1995),本文将全年就业、部分时间就业或部分时间失业的个体界定为劳动参与。

表 10 劳动参与方程和工资方程的估计结果

解释变量	简化式劳动参与方程	工资方程	结构式劳动参与方程
对数小时工资	—	—	3.5244***
年 龄	-0.0319***	—	-0.0635***
户主身份	0.5921***	—	0.0714
性 别	0.5072***	0.0990***	0.3510***
党 员	0.6315***	0.0954***	-0.1198
受教育年限	0.1161***	0.0481***	-0.2004***
健 康	0.4849***	—	0.1488*
非劳动收入	-8.24e-06***	—	-1.29e-06
家庭人口数	-0.0279	—	0.0685
经 验	—	0.0341***	—
经验平方	—	-0.0004***	—
重点中学	—	0.0771***	—
大 学	—	0.1720***	—
中学成绩良好	—	0.0708***	—
父亲大学毕业	—	0.1707***	—
母亲大学毕业	—	-0.0105	—
$\lambda$	—	-0.4988***	—
常数项	1.6732***	0.7907***	-0.1241
观测数	8058	7178	8058

注：本表中的系数均为异方差稳健估计量。限于篇幅，这里未给出省份虚拟变量的系数。\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

符合生命周期理论<sup>①</sup>。户主身份对城镇居民的劳动参与具有显著的正向影响，主要缘于户主在家庭中需要承担较大的责任。男性较女性的劳动参与概率更大，这与国内外的研究结论是一致的。身体健康、受教育年限和党员身份对城镇居民的劳动参与具有正向影响，与人力资本理论的预期相符。代表家庭状况的非劳动收入对个体的劳动参与具有负面影响。

由工资方程的估计结果可以发现，受教育年限和工作经验对个体工资收入均具有显著的正向影响，符合人力资本理论预期。代表家庭教育背景的父亲大学毕业对个体工资收入有显著的正向影响。代表个人能力的重点中学和中学成绩是否为良好、是否通过高考途径被高等

① 对于整个经济活动人口，通常随着年龄的上升，劳动参与概率呈现出先上升后下降的变动趋势。由于本文样本均为已婚人口，位于“倒U”形曲线的后半段，因此随着年龄的上升，劳动参与概率逐渐下降。

院校录取和党员身份等变量对个体工资获得具有明显的正向影响。同时，男性工资水平要明显高于女性。

由结构式劳动参与方程的估计结果可以发现，加入对数小时工资之后，原本在简化式劳动参与方程中统计上显著的一些解释变量在结构式劳动参与方程中变得不再显著（如户主身份、党员和非劳动收入等），一些解释变量甚至作用方向相反（如受教育年限），一些解释变量对劳动参与的影响减弱了（如健康和性别等），主要缘于大多数解释变量通过工资发生作用。通过比较简化式劳动参与方程与结构式劳动参与方程的估计结果可以发现，工资率是影响城镇居民劳动参与决策的最主要的因素，个人人力资本投资和积累对劳动参与决策的影响在很大程度上通过工资对劳动参与的正向影响得到了反应，因为具有较高人力资本投资和积累的个体工资收入也较高。

根据结构式劳动参与方程的估计结果可以在样本均值处计算得到城镇居民劳动参与的工资弹性约为 0.43。为了模拟最低工资标准调整对个体劳动参与的影响，本文将所有个体按照工资方程预测得到的工资收入分为两组，其中一组受到最低工资标准调整的影响，另外一组不受最低工资标准调整的影响。考虑到最低工资的溢出效应（Neumark 和 Schweitzer, 2004；贾朋和张世伟，2013），本文将男性预测工资水平低于最低工资标准 1.50 倍、女性预测工资水平低于最低工资标准 1.25 倍的个体定义为受最低工资标准调整影响的个体。对这两部分群体分别估计简化式劳动参与方程、工资方程和结构式劳动参与方程，可以计算得到劳动参与的工资弹性，其中受最低工资标准影响个体劳动参与的工资弹性为 1.21，不受最低工资标准影响个体劳动参与的工资弹性为 0.30，受最低工资标准影响个体劳动参与的工资弹性明显大于不受最低工资影响个体。

当最低工资标准发生调整时，应用结构式劳动参与方程式（23）对受最低工资标准影响个体劳动参与行为进行预测以决定其是否劳动参与。

### 三、宏观与微观连接模块

本文应用“自顶而下/自下而上”方法（Colombo, 2010）将可计算一般均衡模型与微观模拟模型进行连接，如图 1 所示。

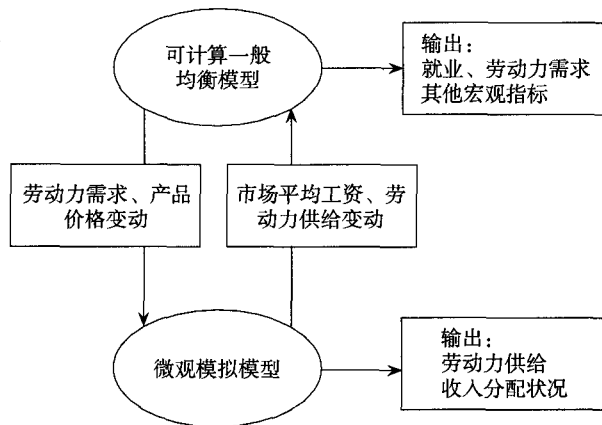


图 1 宏观模型与微观模型之间的传递机制

具体来说,本文通过引入一个方程系统保持微观和宏观层次的一致性<sup>①</sup>,系统主要包括:

第一,CGE模型中劳动力工资率的变化要与微观模拟模型中平均工资的变化相一致,即:

$$\Delta WF_{lab}^{CGE} = \Delta W \quad (24)$$

由于本文研究最低工资标准调整对收入分配的影响,而受到最低工资法规约束的个体仅占劳动力总体的一小部分,因此本文首先在微观模拟模型中模拟得到最低工资标准调整后劳动力市场平均工资的变化,然后将这种变化传递给CGE模型。

第二,最低工资标准提升以后,可能会吸引部分非劳动参与人员进入劳动力市场寻找工作,还可能会使得部分劳动力失去工作。因此在宏观与微观连接模型中,微观模拟模型需要将劳动力参与的变动传递给CGE模型,即:

$$\Delta QFS_{lab}^{CGE} = \Delta LS \quad (25)$$

第三,CGE模型需要将劳动力需求的变化传递给微观模拟模型,根据微观模拟模型计算得到的就业概率来确定哪些个体就业或失业,即:

$$\Delta \frac{\sum_{i=1}^N \hat{P}_i}{\sum_{i=1}^N WA_i} = \Delta QF_{lab}^{CGE} \quad (26)$$

其中,式(24)~式(26)中不带有CGE上标的变量来自于微观模拟模型, $\hat{P}_i$ 是结构式劳动参与方程估计得到的个体*i*的劳动力市场状态, $\Delta LS$ 为微观模拟模型得到的劳动供给变动。 $\Delta WF_{lab}^{CGE}$ 代表由CGE模型输入的工资率变化,而 $\Delta QF_{lab}^{CGE}$ 则是由CGE模型模拟得到的劳动需求变动。 $WA_i$ 是一个虚拟变量,当个体*i*处于工作年龄时取值为1,其他情况下取值取为0。由式(26)可知,由微观模拟模型所得到的劳动年龄人口中处于就业状态的个体总数变化要与CGE模型运行所得到的劳动力需求的变化相一致,表示CGE模型决定模拟运行后经济体的总体水平。如果CGE模型的运行结果为劳动力需求增加,则微观模拟模型在失业或非劳动参与人群中选择出最有可能就业的部分个体;如果CGE模型的运行结果为劳动力需求减少,则微观模拟模型在就业人群中选择在政策变动后最可能失业或非劳动参与的部分个体。

#### 四、最低工资标准调整作用效果模拟

依据中国社会核算矩阵和中国家庭收入调查数据,本文分别应用GAMS和Stata实现了CGE模型和微观模拟模型,并且通过在两个模型之间传递工资和就业变动等信息将两个模型进行了连接,用于模拟最低工资标准调整的收入分配效应。

短期内,虽然政府对最低工资标准进行了调整,但企业无法立即调整劳动需求,因此最低工资标准提升将导致就业率和工资水平的上升<sup>②</sup>。本文应用微观模拟模型,根据结构式劳动参与模型模拟最低工资标准提升对就业的影响,并根据最低工资标准提升幅度提高个体工

<sup>①</sup> 为了保持微观数据与宏观数据的一致性,本文假设人口结构和就业结构保持不变,按照工资增长率采用“时化”(Aging)技术将2002年工资水平调整至了2005年。

<sup>②</sup> 近年来,中国地方政府提供了大量的公共就业岗位以解决低收入群体的就业问题。许多地方政府承诺,只要城镇居民不挑剔就业岗位,就能保证在较短的时间内安排其就业。因此,可以认为低收入群体就业的取决于其劳动供给。

资水平。表 11 给出了微观模拟模型中最低工资分配效应的模拟结果，可以发现随着最低工资提升幅度的增加，度量收入不平等的基尼系数、泰尔指数和收入分布第 90 个百分位点与第 10 个百分位的比值 ( $p_{90}/p_{10}$ ) 均呈现出持续下降的趋势，说明短期内最低工资标准提升将导致收入不平等的下降，这与张世伟等 (2009) 的模拟结果是一致的。同时，与“基准”情形相比，在最低工资标准提升较低的情况下，由于因最低工资标准提升而新加入劳动力市场工作的个体较少，且其获得的工资收入较低，因此人均收入略有下降；但当最低工资标准提升达到 20% 以上时，人均收入开始呈现上升的趋势。由于随着最低工资标准的提升，劳动参与率 (和就业率) 逐渐上升，导致社会劳动的总收入呈现一直上升的趋势。

表 11 最低工资标准提升的短期分配效应

度量指标	基 准	5%	10%	15%	20%	25%	30%
基尼系数	0.3734	0.3731	0.3712	0.3696	0.3684	0.3671	0.3660
泰尔指数	0.2597	0.2591	0.2569	0.2549	0.2535	0.2518	0.2505
$p_{90}/p_{10}$	5.7640	5.5820	5.4920	5.4360	5.3910	5.3240	5.2920
人均收入 (元)	1214.9	1201.5	1207.1	1212.9	1217.7	1223.6	1229.4
总收入 (万元)	872.06	890.89	897.12	903.21	909.84	916.12	922.39

注：本表中的“基准”一列为未调整最低工资标准情形下的指标，下同。

然而长期来看，就业不仅取决于劳动供给，而且取决于劳动需求。最低工资标准的提升，导致平均工资的上升，进而导致企业劳动需求的减少。企业劳动需求的减少将导致员工失业，部分失业员工的保留工资高于最低工资标准，因此将处于失业状态。为了度量最低工资标准提升的长期收入分配效应，本文通过在微观模拟模型和可计算一般均衡模型之间互相传递参数来将两个模型进行了连接 (见表 12)。微观模拟模型将最低工资标准提升后劳动力平均工资的变动和劳动供给变动信息传递给 CGE 模型，而 CGE 模型则将劳动需求的变化信息传递给微观模拟模型。随着最低工资标准提升幅度的增加，劳动力平均工资和劳动供给变动幅度也呈现增加的趋势。在一般均衡框架中，劳动需求的下降幅度随着最低工资标准提升幅度的增加而增大。对比劳动供给和劳动需求的变动可以发现，在最低工资标准提升幅度为 25% 及以下时，劳动供给增加的幅度大于劳动需求下降的幅度，意味着最低工资标准提升有助于就业率的上升；而当最低工资标准提升幅度为 30% 时，劳动需求下降的幅度超过了劳动力供给增加的幅度，意味着最低工资标准提升将导致就业率的下降<sup>①</sup>。

表 12 CGE 模型和微观模拟模型之间的参数传递

参 数	5%	10%	15%	20%	25%	30%
微观向宏观						
劳动力价格变动	0.5384	1.0709	1.5979	2.1193	2.6351	3.1456
劳动供给变动	2.3683	2.7863	3.1763	3.6500	3.9565	4.2909
宏观向微观						
劳动需求变动	-0.8072	-1.5951	-2.3648	-3.1166	-3.8510	-4.5689

注：本表中的数值均为变动百分比。

<sup>①</sup> 由于受最低工资标准提升影响的劳动力在劳动力市场中所占的比例较小，因此最低工资标准提升对劳动力平均工资的变动影响较小。

在宏观与微观连接的框架下,本文模拟了最低工资标准不同提升幅度对长期收入分配状况的影响(见表13),可以发现与短期收入分配效应类似,最低工资标准提升导致度量收入不平等的基尼系数、泰尔指数以及收入分布第90个百分位点与第10个百分位点的比值均呈现出一直下降的趋势,同时人均收入和居民总收入呈现出一直上升的趋势,说明最低工资标准的提升对于减小收入差距、抑制收入不平等的上升和提高居民收入具有一定的积极作用。

表 13 最低工资标准提升的长期收入分配效应

度量指标	基 准	5%	10%	15%	20%	25%	30%
基尼系数	0.3734	0.3717	0.3701	0.3687	0.3675	0.3664	0.3656
泰尔指数	0.2597	0.2575	0.2555	0.2538	0.2524	0.2511	0.2500
$p_{90}/p_{10}$	5.7640	5.6960	5.6150	5.5550	5.4850	5.4170	5.3920
人均收入(元)	1214.9	1221.4	1228.0	1234.5	1241.1	1247.6	1254.1
总收入(万元)	872.06	876.75	881.45	886.14	890.83	895.53	900.22

对比表11和表13中的模拟结果可以发现,由于最低工资标准提升导致劳动需求下降,进而导致部分低技能劳动力处于失业状态。部分低技能劳动力的失业,尽管导致长期收入不平等效应要略优于短期收入不平等效应,长期人均收入效应略优于短期人均收入效应,但却导致长期劳动总收入效应略低于短期总收入效应,说明最低工资标准提升的作用效果随着时间推移在不断减弱。

通过上述分析可以发现,当最低工资标准提升幅度在30%以下时,随着最低工资标准调整幅度的不断增加,尽管劳动需求不断下降,但劳动供给却不断上升,同时人均收入和社会劳动总收入不断上升。事实上,即使最低工资标准提升幅度超过30%,劳动收入的增加也足以补偿就业率的下降。

## 五、结 论

依据中国的宏观经济数据和微观经济数据,本文建立了一个可计算一般均衡模型与微观模拟连接模型。模型能够将宏观经济分析和微观经济分析有机结合起来,具有明显的理论和方法优势。模型尤其适用于分析公共政策的收入分配效应和累积增长效应,针对不同的政策参数,我们可以观察微观个体对政策变动的行为反应,分析行为变动对微观个体收入分配状态的影响,进而可以观察微观个体行为和状态变动对宏观经济运行的影响。

应用该模型,本文分析了最低工资提升的收入分配效应。研究表明,在短期内,随着最低工资标准的提升,城镇居民的劳动参与将不断增加,进而导致城镇就业率持续上升;同时,随着最低工资的提升,低技能劳动力工资水平不断得以提升,进而导致人均收入水平不断上升和收入不平等水平不断下降。就业率和收入水平的持续上升导致社会福利得以明显改善。

从长期来看,随着最低工资标准的提升,劳动力平均工资上升,劳动供给增加,但劳动需求减少。在最低工资标准提升幅度为25%及以下时,劳动供给增加的幅度大于劳动需求下降的幅度,最低工资标准提升有助于就业率的上升,有助于社会福利的明显改善;而当最低工资标准提升幅度为30%时,劳动需求下降的幅度超过了劳动供给增加的幅度,最低工



资标准提升将导致就业率的下降。尽管由于就业率的下降导致部分劳动力失业,但就业群体收入的增加足以补偿失业群体收入的减少,进而导致社会福利得以改善。

中国是一个发展中国家,劳动力人力资本水平相对较低。在经济发展的初期,中国企业参与国际竞争主要依靠劳动密集型产品,劳动力工资水平相对较低。随着中国科技水平的不断提升,产业结构势必逐渐由劳动密集型向技术密集型调整。因此,在经济发展过程中,适时适度提升最低工资水平,不仅有助于提升低技能劳动力的工资水平,抑制居民收入差距的持续扩大,而且有助于中国经济产业结构的调整,促进中国经济持续稳定健康增长。

### 参 考 文 献

- [1] Autor D., A. Manning and C. Smith, 2010, *The Contribution of the Minimum Wage to U. S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment* [R], NBER Working Paper, No. 16533.
- [2] Autor D., L. Katz and M. Kearney, 2006, *The Polarization of the U. S. Labor Market* [J], *American Economic Review*, 96 (2), 189~194.
- [3] Bourguignon F. and A. Spadaro, 2006, *Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies* [J], *Journal of Economic Inequality*, 4 (1), 77~106.
- [4] Brown C., 1999, *Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income* [A], in Ashenfelter O. and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics* [M], Amsterdam: Elsevier.
- [5] Card D. and J. DiNardo, 2002, *Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles* [J], *Journal of Labor Economics*, 20 (4), 733~783.
- [6] Colombo G., 2010, *Linking CGE and Microsimulation Models: A Comparison of Different Approaches* [J], *International Journal of Microsimulation*, 3 (1), 72~91.
- [7] Creedy J. and A. Duncan, 2002, *Behavioural Microsimulation with Labor Supply Responses* [J], *Journal of Economic Surveys*, 16 (1), 1~38.
- [8] DiNardo J., N. Fortin and T. Lemieux, 1996, *Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach* [J], *Econometrica*, 64 (5), 1001~1044.
- [9] Dixon P. and B. Parmenter, 1996, *Computable General Equilibrium Modeling for Policy Analysis and Forecasting* [A], in Amman, H., D. Kendrick and J. Rust, *Handbook of Computable Economics* [M], Amsterdam: Elsevier.
- [10] Eissa N., 1995, *Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment* [R], NBER Working Paper, No. 5023.
- [11] Lee D., 1999, *Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?* [J], *Quarterly Journal of Economics*, 114 (3), 977~1023.
- [12] Lofgren H., R. L. Harris and S. Robinson, 2002, *A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS* [M], Washington, D. C.: International Food Policy Research Institute.
- [13] Neumark D., M. Schweitzer and W. Wascher, 2004, *Minimum Wage Effects Throughout the Wage Distribution* [J], *Journal of Human Resources*, 39 (2), 425~450.
- [14] Neumark D. and W. Wascher, 2008, *Minimum Wages* [M], Cambridge: The MIT Press.
- [15] Pauw K. and M. Leibbrandt, 2012, *Minimum Wages and Household Poverty: General Equilibrium Macro-Micro Simulations for South Africa* [J], *World Development*, 40 (4), 771~783.
- [16] Robinson S., A. Cattaneo and M. El-Said, 2001, *Updating and Estimating a Social Accounting Matrix Using Cross Entropy Methods* [J], *Economic Systems Research*, 13 (1), 47~64.

(下转第 37 页)

[26] 吴晓明、吴栋:《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究》[J],《数量经济技术经济研究》2007年第5期。

[27] 国家统计局浙江调查总队:《浙江居民收入差距对消费需求影响实证分析》[E/OL],国家统计局网站,2008年12月8日。

[28] 方福前:《中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据》[J],《中国社会科学》2009年第2期。

[29] 金烨、李宏彬、吴斌珍:《收入差距与社会地位寻求:一个高储蓄率的原因》[J],《经济学(季刊)》2011年第3期。

[30] 白暴力、傅辉煌:《收入分配差距偏大的主要因素和消费需求牵扯》[J],《改革》2011年第1期。

[31] 陈斌开:《收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究》[J],《南开经济研究》2012年第1期。

(责任编辑:王喜峰)

(上接第19页)

[17] Savard L., 2003, *Poverty and Income Distribution in a CGE-Household Micro-simulation Model: Top-Down/Bottom-Up Approach* [R], CIRPEE Working Paper, No. 0343.

[18] 贾朋、张世伟:《最低工资标准提升的溢出效应》[J],《统计研究》2013年第4期。

[19] 罗小兰、丛树海:《基于攀比效应的中国企业最低工资标准对其他工资水平的影响》[J],《统计研究》2009年第6期。

[20] 马双、张劼、朱喜:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》[J],《经济研究》2012年第5期。

[21] 皮埃尔·卡赫克、安德烈·齐尔贝尔博格:《劳动经济学》[M],上海财经大学出版社,2007。

[22] 权衡、李凌:《上海提高最低工资标准的收入分配效应:实证与模拟》[J],《上海经济研究》2011年第4期。

[23] 孙中伟、舒纷纷:《最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究》[J],《管理世界》2011年第8期。

[24] 张世伟、万相昱、曲洋:《公共政策的行为微观模拟模型及其应用》[J],《数量经济技术经济研究》2009年第8期。

[25] 赵永、王劲峰:《经济分析CGE模型与应用》[M],中国经济出版社,2008。

(责任编辑:王喜峰)