

公共政策的行为微观模拟模型及其应用^①

张世伟¹ 万相昱² 曲洋³

(1 吉林大学数量经济研究中心; 2 东北师范大学商学院;
3 东北师范大学城市与环境科学学院)

【摘要】 本文研制了一个行为微观模拟模型,用于分析公共政策变动的劳动供给效应和收入分配效应。模型利用劳动供给模型对个体预算约束条件下的劳动供给行为进行模拟,利用算术微观模拟模型模拟个体对公共政策变动的劳动供给行为反应导致其收入变动的状况。应用模型对城镇最低工资保障制度进行了模拟,指出适当地提升最低工资标准,能够有效地促进低收入群体劳动供给的增加和收入的增长,有助于我国城镇居民收入差距的缩小和贫困的削减。

关键词 微观模拟 公共政策 劳动供给 收入分配

中图分类号 F244.2 **文献标识码** A

A Behavioral Microsimulation Model and Public Policy Analysis

Abstract: In this paper, we develop a behavioral microsimulation model to analyze the labor supply and income distribution effects of public policy change. In this model, labor supply behavior under individual budget constraint is simulated through a labor supply model and income variation caused by individual labor supply response to public policy change is simulated through an arithmetic microsimulation model. The model is applied in the simulation experiment of urban minimum wage guarantee system. The result indicates that the proper increase of minimum wage standard can effectively promote the labor supply and increase the income of low-income group and it can also help in the decrease of urban residents' income disparity and poverty.

Key words: Microsimulation; Public Policy; Labor Supply; Income Distribution

① 本文获得国家社会科学基金项目(编号:05BJY026)和教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(编号:

05JJD790079)资助。

引 言

近年来,随着我国经济的高速增长和体制改革的持续深入,居民收入差距的逐渐扩大已经成为我国经济和社会发展中的一个突出问题。政府通过制定和实施相应的公共政策能够有效地调整居民的收入差距,但公共政策的设计和评价需要宏观经济模型的支持。传统的宏观经济模型(宏观经济计量模型和可计算一般均衡模型)均采用典型个体分析模式或总量分析模式,无法分析公共政策对不同个体收入分配状况的作用效果。

1957年美国 Orcutt 教授提出的微观模拟方法为这一问题的解决提供了一个有效途径。半个多世纪以来,随着计算技术的飞速发展和政府统计部门微观数据资源的日益丰富,许多西方学者研制了适合本国国情的微观模拟模型,用于研究税收制度改革、养老保险制度改革和社会救助制度改革等对居民收入分配、社会公平和财政收支的影响,许多微观模拟模型已经成为西方国家设计和评价公共政策的必要工具(Bourguignon 和 Spadaro, 2006)。

公共政策的变动通常会导导致个体状态和行为的改变,但传统的算术微观模拟模型通常仅研究公共政策变动对个体状态的影响(即公共政策的首轮效应),没有涉及公共政策变动对个体行为的影响(即公共政策的次轮效应)。20世纪90年代以来,一些西方学者将微观计量方法和微观模拟方法结合起来,尝试将个体对政策的行为反应引入算术微观模拟模型之中,以期对公共政策的作用效果进行更准确的度量,代表性的工作主要体现在两方面:一是消费行为微观模拟模型,将微观模拟模型和消费需求模型结合,通过度量个体对间接税制度改革的消费行为反映分析制度改革的收入分配和财政效应(Creedy, 1999; Decoster 和 van Camp, 2001; Kaplanoglou 和 Newbery, 2003; Liberati, 2001; Newbery, 1995; Symons, 1996);二是劳动供给行为微观模拟模型,将微观模拟模型和劳动供给模型结合,通过度量个体对所得税和福利制度改革的劳动供给反映分析制度改革的收入分配和财政效应(Aaberge, 2000; Blundell 等, 2000; Creedy, 2002; Creedy 和 Duncan, 2002、2005)。

由于微观数据的匮乏,我国微观模拟模型的研制和应用起步较晚。20世纪末,我国学者开始尝试研制微观模拟模型,并用于评价养老保险制度改革和税收制度改革的作用效果(李善同和高嘉陵, 1999; 张世伟等, 2005; 张世伟等, 2006)。这些模型均属于算术微观模拟模型,不涉及个体对公共政策变动的行为反应,只能分析公共政策对个体状态的即期影响。如果一个公共政策对个体行为影响较大,则忽略行为反应的算术微观模拟方法势必会产生较大偏差。

基于上述分析,我们研制了一个行为微观模拟模型,依据吉林省劳动力市场的微观数据,分析了最低工资制度改革的劳动供给效应和收入分配效应。

一、行为微观模拟模型

CNSM-II^①的基本模型框架建立在以下假设基础上:首先,受限于数据的获取以及技术成熟等条件,本文将个体行为反应界定为劳动供给变化;其次,在劳动供给的选择方式上本

^① CNSM (China Simulation Models) 是作者研制的系列公共政策微观模拟模型,包括算术微观模拟模型(CNSM-I)、行为微观模拟模型(CNSM-II)、微观—宏观连接模型(CNSM-III)和基于主体的微观模拟模型(CNSM-IV),分别用于评价公共政策的即期(首轮)效应、短期(次轮)效应、中期(均衡)效应和长期(动态)效应。其中 CNSM-I 的建模与应用可以参见张世伟等(2006)。

文采用了公认的比较合理的离散选择模式^①；再次，依据个体不同的家庭特征，本文分别采用个体劳动供给和家庭联合劳动供给两种建模方式；最后，在模型中公共政策的变化影响个体的预算约束，个体首先调整其可支配收入，进而在效用最大化假设下做出改变劳动供给的决策，行为模型的应用旨在确定不同预算约束下的劳动供给量化反应。

CNSM-II 建模过程由模型经济结构的设定、模型参数的估计与校准和公共政策变动的模拟三个步骤组成。从建模结构上依次被分为：数据处理模块、静态时化模块、政策执行模块、行为反应模块和政策效应分析模块（见图 1）。其中，数据处理是模型通过对基础期收入数据进行调整，以使其满足政策模拟需要和宏观经济统计特征的过程；静态时化是模型应用重新加权（reweighting）和等级提升（uprating）的方法将基础期收入数据更新为目标期收入数据的过程；政策执行是模型依据具体的公共政策条例对个体进行再分配的过程；而政策效应分析是模型依据某种标准度量公共政策变动作用效果的过程。事实上，这 4 个模块保持了与算术微观模拟模型相同的建模机制，其具体实现过程可以参见张世伟等（2006）。而将行为模型与算术模型本质上加以区别的是行为反应模块，它提供了个体对政策变动条件下行为决策变动的建模。在 CNSM-II 中，行为反应模块实际上是对经过修正处理和政策模拟的微观数据进行再加工的过程，由此可以获得带有行为反应的微观数据库，并以此作为政策评价的数据基础。图 1 中的注释框标示了行为反应模块内部的基本结构：工资函数模型、预算约束模型和劳动供给模型，下文将针对行为反应模块的构建加以阐述。

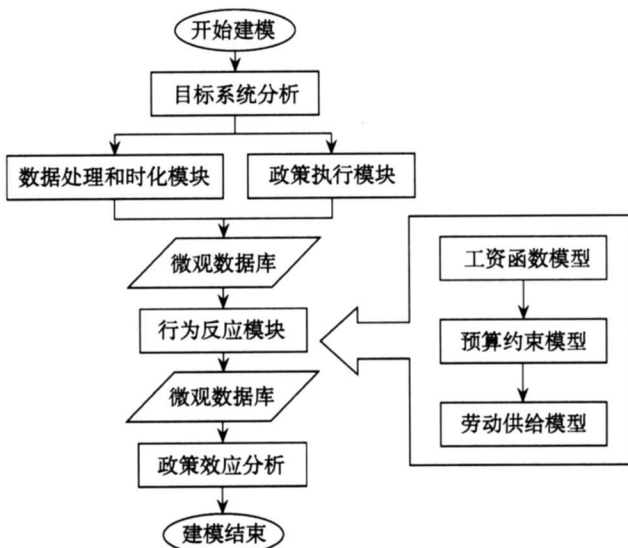


图 1 CNSM-II 的建模和应用流程

1 预算约束

预算约束表示个体支出的可能水平，它可以理解为个体收入分配（基于收入能力）与再分配（基于公共政策）共同作用的结果。显然个体特征或宏观经济动态、行为决策以及公共政策都直接影响个体的预算约束值。在算术模型中由于个体行为被忽略，导致个体面临唯一的预算约束值，因而能够通过数据处理和政策模拟准确地对其加以捕捉，并进而应用到收入

^① 连续模型假定个体可以连续地任意选择其劳动供给时间，这与现实经济明显不符。因此，现代经济学通常假定个体只能在若干离散的时间阈值上进行劳动供给选择（Blundell 和 MaCurdy, 1999）。

分配的分析中。相对而言，CNSM-II 是以个体的行为反应作为模拟核心的模型，预算约束决定了个体的最大可支配收入，在一个直接效应模型设定下，决定了个体最大化效用的行为选择。连接不同决策下的预算约束值从而刻画个体的预算约束曲线，成为 CNSM-II 行为模拟的前提条件之一。本文将现实经济下个体的预算约束定义为：

$$y \leq y_0 + wH + NT(w, H, y_0; z; \gamma) \quad H \geq 0 \quad (1)$$

其中， y_0 为非劳动收入， w 为工资率， H 为劳动供给（时间）， $NT(\cdot)$ 表示公共再分配系统，它取决于个体初次分配的收入、个体属性 z ，以及再分配系统的政策参数 γ 。如果以劳动供给 H 作为个体的行为决策，那么，以 H 为自变量就可以通过相应的因变量 y 值描绘出个体面临的预算约束曲线。然而，问题是无论预算约束集的凸性如何，刻画这样一条预算约束曲线都是困难的。首先，由于微观个体状态的异质性和公共政策的复杂性，建立一种公式化的通用预算约束函数是不现实的；其次，再分配系统的非线性直接决定了预算约束的非线性，加大了预算约束的计算成本；最后，个体的行为反应取决于在预算约束上的取值，而在以连续的劳动供给作为自变量且不能直接计算相应预算约束的条件下，模拟运行几乎是不现实的。基于以上理解，本文采用离散选择模型解决这一问题，它使得预算约束集的计算实质上转化为一个在所有不同决策下个体可支配收入的模拟模型。

2 工资（率）函数

工资函数是精确计算预算约束的重要参量，只有获得了有效的工资率数据，才能计算个体可能的预算约束。由于存在大量非劳动参与、失业以及其他无劳动报酬个体，在调查数据中工资率是不可完全获得的。为了避免样本选择偏差，对于劳动供给的选择必须基于对劳动报酬的有效预期，工资函数的价值就在于用来估计非参与个体的工资率。

事实上，预期工资率 $E(w)$ 可以理解为就业几率 $\Pr(e=1)$ 与就业条件下工资率 $E(w|e=1)$ 两部分的乘积，可以应用 Tobit 模型对 $E(w)$ 进行直接估计。然而，由于在研究过程中以上两部分内容都是计算所必需的，因此本文选用二元选择 Probit 模型和 Truncated 截尾回归模型对两部分分别进行估计。就业几率的 Probit 模型可以描述为：

$$\Pr(e=1) = \Phi(Z'\alpha) \quad (2)$$

其中， Φ 是标准正态分布函数， Z 是影响个体就业的个体属性向量。就业条件下工资率 Truncated 模型可以描述为：

$$\ln w = X'\beta + u \quad (3)$$

其中， X 是影响个体工资的个体属性向量。模型限定选取 w 大于零的样本，而模型的设定可以参照 Mincer 收入方程。就业条件下工资率预期由下式给出：

$$E(\ln w | e=1) = X'\beta + \sigma\lambda(X'\beta/\sigma) \quad (4)$$

其中， $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$ 是逆米尔斯比率，它对估计结果进行修正。合并两组回归方程的预期结果，则非条件预期工资率可以表示为：

$$E(\ln w) = \Phi(Z'\alpha) \times \left(X'\beta + \sigma\lambda(X'\beta/\sigma) \right) \quad (5)$$

其中，估计值 α 和 β 分别来自 Probit 和 Truncated 回归模型。该方法不仅能够获得实际需要的两组数据，同时使得两个方程中的解释变量及其系数估计值不必相同，但其代价是两个回归方程必须被假定是不相关的，可以通过 Tobit 模型对其估计结果进行比较。

3 个体劳动供给模型

模型以效用最大化为假设前提，对个体的劳动供给函数进行求解和应用。离散选择模型将个体的行为选择集合离散化，以具有代表性的时间点值替代邻近区间的阈值，用对这些离散点的优化来求解最大效用的劳动供给行为。假设 Y 和 L 分别表示个体的收入（工资）与闲暇，则个体在 L^* 处的效用可以表示为：

$$U_{L^*} = U(Y_{H^*}, L^*; X) \quad \text{s.t.} \quad Y_{H^*} \leq y_0 + wH^* + NT(w, H^*, y_0; Z; \gamma) \quad (6)$$

其中， H 表示个体劳动时间，等于可用时间与闲暇之差 ($H = T - L$)。假设对 H^* (L^*) 的离散选择设置为：

$$H^* = \begin{cases} H_1 & H \leq h_1 \\ H_2 & h_1 < H \leq h_2 \\ \vdots & \\ H_{j-1} & h_{j-2} < H \leq h_{j-1} \\ H_j & h > h_j \end{cases}$$

劳动供给时间将在离散集中取值 $H^* \in \{H_1, H_2, \dots, H_j\}$ ，进而可以获得闲暇的离散选择集 $L^* \in \{L_1, L_2, \dots, L_j\}$ ，两者表达了相同的 J 个备选方案。为了对模型做出解释与估计，本文进一步将其细化，加入随机扰动，将个体选择 j 方案的效用表示为：

$$U_j = U(Y_j, L_j; X) + \epsilon_j \quad j = 1, 2, \dots, J \quad (7)$$

假定当 U_j 最大化效用时，个体选择 j ，那么 j 的概率可以表示为：

$$\Pr[U_j > U_k, k \neq j] \quad (8)$$

式 (8) 可以应用标准的多元 logistic 模型进行估计，前提假定为：

$$\ln \left[\frac{\Pr\{j|X\}}{\Pr\{k|X\}} \right] = F(X) \quad (9)$$

显然，这破坏了结构化模型的假设。此外，多元 logistic 模型需要指定参照组，并假定其系数归零，事实上无法完全对效用函数做出参数估计。根据 McFadden 条件逻辑模型，假定 ϵ 服从类型 I 极值分布，分布函数和密度函数分别为 $F(\epsilon)$ 和 $f(\epsilon)$ ，则：

$$\begin{aligned} \Pr[U_j > U_k, k \neq j] &= \Pr[U(j) + \epsilon_j > U(k) + \epsilon_k] = \Pr[\epsilon^k < \epsilon_j + U(j) - U(k)] \\ &= \int \prod_{j \neq k} F(\epsilon_j + U(j) - U(k)) \times f(\epsilon_j) d\epsilon_j \\ &= \exp(U(Y_j, L_j; X)) / \sum_{k=1}^J \exp(U(Y_k, L_k; X)) \end{aligned} \quad (10)$$

在经验分析时，可以将式 (10) 中的 U 设定为二次效用函数：

$$U(Y, L) = \alpha_{YY}Y^2 + \alpha_{LL}L^2 + \alpha_{YL}YL + \beta_Y Y + \beta_L L + d_{\text{non-}p}C \quad (11)$$

其中， $d_{\text{non-}p}$ 表示个体是否参与劳动（非劳动参与时为 1，否则为 0），常量 C 反映了非劳动参与对于效用的直接影响，可能是正向的（对劳动的消极态度），也可能是负向的（对

非劳动的羞耻), 它不仅反映个体的劳动愿望, 而且量化参与和非参与之间的落差。显然, 式 (11) 具有清晰的经济学隐喻。对于观测样本的异质性 X 可以通过参数 β_Y 和 β_L 引入。

$$\begin{aligned}\beta_Y &= \beta_Y^0 + \beta_Y^1 X \\ \beta_L &= \beta_L^0 + \beta_L^1 X\end{aligned}\tag{12}$$

结合效用函数的具体形式, 可以应用极大似然法对模型做出估计, 其对数似然函数为:

$$\begin{aligned}\ln L &= \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^J d_j \ln \Pr[L^* = L_j] \\ &= \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^J d_j \ln \left[\exp(U(Y_j, L_j; X)) / \sum_{k=1}^J \exp(U(Y_k, L_k; X)) \right]\end{aligned}\tag{13}$$

其中, d_j 表示个体选择 (当个体选择方案 j 时为 1, 否则为 0)。通过对似然函数的最大化途径, 可以估计模型参数, 有效地获得个体的效用函数。该模型适用于单身个体、单亲或夫妻一方不具备劳动能力的家庭。

4 家庭劳动供给模型

现实经济中, 家庭通常是行为选择的决策单位, 即个体根据其家庭的总体效用做出联合的行为反应。家庭劳动供给模型以家庭为效用最大化单位, 对家庭主要成员 (夫妻) 的劳动供给函数进行求解和应用。假设 Y 表示家庭收入, L_h 和 L_w 分别表示夫妻各自的闲暇时间, 则家庭的效用函数为:

$$\begin{aligned}U_{ij} &= U(Y_{ij}, L_i, L_j; X) + \epsilon_{ij} \quad i, j = 1, 2, \dots, J \\ \text{s t } Y_{ij} &\leq w_h(T - L_i) + w_w(T - L_j) + y_0 + NT(y_0, w_h, L_i, w_w, L_j; Z; \gamma)\end{aligned}\tag{14}$$

假设 ϵ_{ij} 服从类型 I 的极值分布, 则夫妻分别选择方案 i 和 j 的概率为:

$$\begin{aligned}\Pr(L_h = L_i, L_w = L_j) &= \Pr[U_{ij} > U_{kl}, k \neq i, l \neq j] \\ &= \exp(U(Y_{ij}, L_i, L_j; X)) / \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J \exp(U(Y_{kl}, L_k, L_l; X))\end{aligned}\tag{15}$$

仍然使用二次直接效用函数来完善该结构模型:

$$\begin{aligned}U(Y, L_h, L_w) &= \alpha_{YY} Y^2 + \alpha_{L_h L_h} L_h^2 + \alpha_{L_w L_w} L_w^2 + \alpha_{Y L_h} Y L_h + \alpha_{Y L_w} Y L_w \\ &\quad + \alpha_{L_h L_w} L_h L_w + \beta_Y Y + \beta_{L_h} L_h + \beta_{L_w} L_w + d_h C_h + d_w C_w\end{aligned}\tag{16}$$

其中, d_h 表示丈夫的选择 (非劳动参与为 1, 否则为 0), d_w 表示妻子的选择; 常量 C_h 和 C_w 分别反映夫妻非参与对于效用的直接影响。对于观测样本的异质性 X 可以通过参数 β_Y 、 β_{L_h} 和 β_{L_w} 引入 (类似个体模型)。依据结构模型的对数似然函数, 应用参量的极大似然估计值, 可以获得家庭的效用函数形式, 从而为夫妻联合劳动供给提供模拟方案。

$$\ln L = \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \left[\exp(U(Y_{ij}, L_i, L_j; X)) / \sum_{i=1}^J \sum_{k=1}^J \exp(U(Y_{kl}, L_k, L_l; X)) \right]\tag{17}$$

二、模型设定与估计结果

基于吉林省 2006 年微观经济和宏观经济数据, 本文应用行为微观模拟模型分析我国公共政策变动的短期 (次轮) 效应。在实际应用中, 首先需要确定基本的劳动供给选择方案,

本文以周工作小时为标准，将劳动供给时间 H^* 离散为以下标准点：

$$H^* = \begin{cases} 0 & \text{当 } H=0 \text{ 代表非劳动参与} \\ 20 & \text{当 } 10 < H \leq 30 \text{ 代表零散工作} \\ 40 & \text{当 } 30 < H \leq 45 \text{ 代表全日制工作} \\ 50 & \text{当 } 45 < H \leq 56 \text{ 代表正常加班或兼职} \\ 70 & \text{当 } H > 56 \text{ 代表超额加班或兼职} \end{cases}$$

假设周最高劳动时间为 90 小时，则可以计算出闲暇的备选方案 L^* 。依据劳动供给理论和工资理论，设定就业方程（Probit 模型）和工资方程（Truncated 模型）中个体属性变量 Z 和 X 分别包括如下解释变量：性别（虚拟变量，0 代表男性，1 代表女性）、健康（虚拟变量，0 代表健康，1 代表非健康）、年龄、年龄平方、受教育年限、受教育年限平方、就业（虚拟变量，0 代表雇员，1 代表自雇佣）、户口（虚拟变量，0 代表农业户口，1 代表非农业户口）、婚姻（虚拟变量，0 代表未婚或单身，1 代表已婚）和所在地区（以延边为参照）。

表 1 给出了就业方程回归结果。可以发现，与女性相比，男性就业几率较高；健康有助于就业；已婚个体更倾向于就业；随着受教育年限增长，就业几率呈正 U 型趋势，即小学毕业以下，就业几率与受教育年限负相关，而小学毕业以上，就业几率与受教育年限正相关；随着年龄增长，就业几率基本呈增长趋势（倒 U 型曲线前半段）；就业几率与地区经济发展水平正相关，这些估计结果与经济理论预期是一致的。农民工就业几率高于城市工，主要缘于农民工流动到城市的主要目的是为了就业，一旦就业困难，他们就会回流至农村。

表 1 就业方程的回归结果

解释变量	系数	解释变量	系数
截距	2 7913 ***	长春	0 5013 ***
性别	-0 4892 ***	吉林	0 0190
健康状况	-1 0020 ***	四平	-0 2135 *
受教育年限	-0 6791 **	辽源	-0 9040 ***
受教育年限平方	0 1191 ***	通化	0 9515 ***
年龄	0 2152 ***	白山	0 1111
年龄平方	-0 0026 ***	松原	0 5120 ***
婚姻状况	0 5993 ***	白城	0 5201 ***
户口属性	-1 5459 ***	—	—
被解释变量均值	0 9014	McFadden R ²	0 1230
对数似然值	-2070 39	概率（LR 统计量）	0 0000

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。下同。

表 2 给出了工资方程的回归结果。可以发现，男性的工资率高于女性，城市工工资率高于农民工，健康对工资率具有正向影响，地区经济发展水平和行业平均工资水平与个体工资率正相关；随着受教育年限增长，工资率呈正 U 型趋势，即小学毕业以下，工资率与受教育年限负相关，而小学毕业以上，工资率与受教育年限正相关；与就业几率趋势基本一致，随着年龄增长，个体工资率基本呈增长趋势（倒 U 型曲线前半段），这些结果与经济理论预期一致。与雇员相比，自雇佣劳动力工资率较低，主要原因在于自雇佣劳动力工作时间较长。

表 2 工资方程的回归结果

解释变量	系数	解释变量	系数
截距	-3 4884 ^{***}	户口属性	0 0665 ^{***}
性别	-0 1640 ^{***}	长春	0 1653 ^{***}
健康状况	-0 3729 ^{***}	吉林	-0 0203 ^{**}
受教育年限	-0 1512 ^{***}	四平	0 0113 ^{***}
受教育年限平方	0 0369 ^{***}	辽源	-0 4375 ^{***}
年龄	0 0335 ^{***}	通化	-0 0618 ^{***}
年龄平方	-0 0004 ^{***}	白山	-0 1936 [*]
行业工资	0 6839 ^{***}	松原	0 1168 ^{***}
就业身份	-0 0931 ^{***}	白城	-0 1838 ^{***}
R ²	0 4679	被解释变量均值	2 8777
\bar{R}^2	0 4665	F 统计量	340 39
对数似然值	-5062 17	概率 (F 统计量)	0 0000

依据劳动供给理论，本文将工资、闲暇、年龄、受教育年限和户口属性等（取值与上文同）作为个体劳动供给决策的影响因素。表 3 给出了个体劳动供给离散选择模型的估计结果（包括同质效用和异质效用）。依据估计系数值和个体属性，个体可以应用效用函数选择适当的劳动供给（或闲暇）时间最大化其预期效用。从一般规律来看（基于同质效用），随着闲暇时间的增加，个体效用呈倒 U 型变动趋势，即随着闲暇时间的增加，个体效用增加；当闲暇时间超过某一阈值时，由于随着闲暇时间的不断增加，劳动供给时间持续减少，收入持续降低，个体效用逐渐降低。随着工资率的上升，男性个体效用呈正 U 型变动趋势，而女性个体效用呈倒 U 型变动趋势，主要缘于男性和女性劳动供给倾向和个体属性存在差异。工资和闲暇交叉项系数显著为正，说明较高的工资和较多的闲暇为个体带来正效用。

表 3 个体劳动供给离散选择模型的估计结果

解释变量	男性个体		女性个体	
	同质效用	异质效用	同质效用	异质效用
工资平方	2 2677E-08 [*]	-4 8372E-07 ^{***}	-1 2256E-07 [*]	-4 9175E-07 ^{**}
闲暇平方	-1 5310E-03 ^{***}	-1 3557E-03 ^{***}	-2 2018E-03 ^{***}	-2 2015E-03 ^{***}
工资×闲暇	5 6154E-05 ^{***}	7 6570E-05 ^{***}	4 2571E-05 ^{***}	5 2534E-05 ^{***}
工资	-1 1141E-03 ^{***}	-8 2459E-03 ^{***}	6 1804E-04 ^{***}	-5 4165E-03 ^{**}
工资×户口属性	—	3 4259E-03 ^{***}	—	4 8330E-03 ^{***}
工资×年龄	—	-2 2740E-04 ^{***}	—	-3 9953E-04 ^{**}
工资×受教育年限	—	2 8494E-03 ^{***}	—	1 9137E-03 ^{***}
工资×年龄平方	—	1 7467E-06 ^{**}	—	4 4104E-06 ^{***}
工资×受教育年限平方	—	-2 1098E-04 [*]	—	-1 3783E-04 [*]

(续)

解释变量	男性个体		女性个体	
	同质效用	异质效用	同质效用	异质效用
闲暇	1 3092E-01 *	2 8046E-01 ***	2 1940E-01 *	3 2350E-01 ***
闲暇×户口属性	—	5 6074E-02 ***	—	5 6338E-02 ***
闲暇×年龄	—	-8 7651E-03 ***	—	-8 0457E-03 ***
闲暇×受教育年限	—	-7 3471E-02 ***	—	-5 2965E-02 ***
闲暇×年龄平方	—	9 2105E-05 ***	—	1 0067E-04 ***
闲暇×受教育年限平方	—	1 2665E-02 ***	—	8 2722E-03 ***
截距	5 0182E+00 ***	4 4395E+00 ***	6 1437E+00 ***	5 6326E+00 ***
对数似然值	-1869 77	-1432 24	-1624 19	-1270 60

依据劳动供给理论, 本文将工资、闲暇、年龄、受教育年限、户口属性和供养人数等作为家庭劳动供给决策的影响因素。表 4 给出了家庭劳动供给离散选择模型的估计结果(包括同质效用和异质效用)。依据估计系数值和家庭属性, 家庭可以应用效用函数选择适当的劳动供给(或闲暇)时间最大化其预期效用。从一般规律来看, 闲暇对家庭效用的影响呈倒 U 型变动趋势, 而工资对家庭效用的影响呈正 U 型变动趋势。闲暇和工资交叉项系数显著为正, 说明较高的工资和较多的闲暇为家庭带来正效用。

表 4 家庭劳动供给离散选择模型的估计结果

解释变量	同质效用	异质效用	解释变量	同质效用	异质效用
工资平方	2 7010E-08 ***	-4 6233E-08 ***	夫闲暇	9 5114E-02 ***	1 2131E-02 *
夫闲暇平方	-2 2402E-03 ***	-2 3856E-03 ***	夫闲暇×户口属性	—	3 2416E-02 ***
妻闲暇平方	-2 6015E-03 ***	-2 6624E-03 ***	夫闲暇×供养人数	—	-7 6111E-03 ***
工资×夫闲暇	3 5611E-05 ***	3 8081E-05 ***	夫闲暇×夫年龄	—	1 2535E-03 ***
工资×妻闲暇	1 1359E-05 ***	1 5879E-05 ***	夫闲暇×夫年龄	—	-5 1303E-03 ***
夫闲暇×妻闲暇	1 2647E-03 ***	1 1707E-03 ***	妻闲暇	1 9852E-01 ***	1 3562E-01 ***
工资	-1 3540E-03 ***	-7 8163E-03 ***	妻闲暇×户口属性	—	4 3760E-02 ***
工资×户口属性	—	2 7457E-03 ***	妻闲暇×供养人数	—	-8 6545E-03 ***
工资×供养人数	—	-2 8184E-04 ***	妻闲暇×妻年龄	—	6 3827E-04 ***
工资×夫年龄	—	2 3716E-05 ***	妻闲暇×妻受教育	—	-1 1721E-02 ***
工资×夫年龄	—	1 1680E-04 ***	夫截距 (C_h)	4 7906E+00 ***	4 8635E+00 ***
工资×妻年龄	—	-2 6507E-05 ***	妻截距 (C_w)	4 9135E+00 ***	4 9403E+00 ***
工资×妻受教育	—	1 7498E-04 ***	Log-Likelihood	-12796 65	-11855 99

出于政策评价的目的, 需要应用模型对于不同公共政策下劳动供给反应做出模拟, 以判定模型预测的准确性。依据 2006 年微观数据, 本文应用带有异质性的劳动供给模型对个体的劳动供给状况做出预测, 通过将其与实际的劳动供给状况进行比较来评价模型预测的准确性。表 5 给出模型预测的命中率表格。可以发现, 经济人口在各个劳动供给状态下的真实分布与模型预测分布结果比较接近, 但模型预测值显然更趋向于众数附近 ($H=40$, 正常工作时间), 致使兼职 ($H=70$) 和零工 ($H=20$) 的密度明显降低。模型总体的正确预测率达到 55.97%, 说明模型具有较高的预测能力。

表 5 劳动供给模型的预测命中表

		非参与	H=20	H=40	H=50	H=70	总 数
人口份额(%)	真实数据	47.42	6.14	23.99	18.01	4.43	100.00
	预测数据	47.09	2.57	35.87	13.24	1.23	100.00
正确预期率(%)		29.71	0.80	16.86	7.86	0.74	55.97

进一步, 本文从收入分配角度对模型的预测能力进行评价, 显然在该领域的正确预期是我们正确评价公共政策收入分配效应的基础。表 6 给出了模型预测值与真实值的差异, 可以发现, 模型除了对最低收入组零散工作的预期不足而导致收入预测略显偏高外, 对其他收入组均表现出良好的预期能力, 预测的总体偏差约为 5%。

表 6 劳动供给模型在收入分配上的命中表

居民户十等分组		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
平均收入	真实值	375.80	819.50	1087.67	1292.42	1548.87	1781.78	2161.65	2619.29	3188.95	5391.76
	预测值	419.66	837.75	1164.38	1380.63	1658.22	1977.43	2275.12	2740.65	3157.15	5346.59
收入份额(%)	真实值	1.8542	4.0434	5.3665	6.3768	7.6421	8.7912	10.6655	12.9235	15.7342	26.6027
	预测值	2.0300	4.0459	5.5762	6.6456	7.8806	9.4778	10.8980	13.0786	15.0452	25.3222

三、最低工资保障制度改革短期(次轮)效应评价

最低工资保障制度是公共政策的重要组成部分, 其通过强制性立法把初级劳动力的工资提高到市场均衡工资之上, 保障低技能劳动者的合法权益, 力图达到维护社会稳定、促进就业和收入公平分配的政策目标。最低工资制度的实施必然使市场工资水平高于一部分劳动力的保留工资水平, 进而使其劳动就业倾向增加, 导致现实经济中收入分配状况发生改变。如果忽略个体对最低工资保障制度改革的劳动供给行为反应, 将导致对制度改革作用效果评价存在偏差。因此, 本文以吉林省 2007 年城镇最低工资标准改革为研究背景^①, 应用 CNSM-II 模型评价最低工资保障制度改革的劳动供给效应和收入分配效应。

本文首先忽略劳动供给行为反应, 应用算术微观模拟模型(CNSM-I)评价最低工资保障制度改革的即期收入分配效应。表 7 给出了制度改革对不同人均收入居民户收入的影响情况, 可以发现, 所有收入群体均在制度改革中受益, 但随着居民户收入提高, 居民户在制度改革中收益率逐渐波动下降, 主要原因在于最低工资保障制度的施政对象是收入偏低群体, 他们是提高最低工资标准最大受益者。

表 7 最低工资保障制度改革的十等分组即期收入分配效应

收 入	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
改革前户均收入	423.57	946.01	1211.45	1538.94	1802.36	2078.86	2487.95	3072.44	3690.22	6053.71
改革后户均收入	433.09	955.48	1230.86	1570.65	1832.27	2100.23	2496.25	3084.62	3693.48	6054.56
收益率(%)	2.2472	1.0016	1.6025	2.0602	1.6594	1.0282	0.3334	0.3963	0.0883	0.0140

① 2007 年吉林省最低工资保障制度改革规定: 长春和吉林市区的最低工资标准由 510 元提高至 650 元, 松原市区由 460 元提高至 650 元, 四平、辽源、通化、白山和白城市区以及延吉市和珲春市由 460 元提高至 600 元, 其他县(市)由 410 元提高至 550 元。

表 8 给出了制度改革的宏观即期收入分配效应。可以发现, 提高最低工资标准使得居民户均收入增加 0.6265%, 度量收入不平等的基尼系数下降 0.4242%, 贫困率下降 2.8090%, 福斯特指数下降 1.2361%, 说明 2007 年吉林省最低工资标准的提升达到了增加居民收入、降低收入不平等和削减贫困的效果。

表 8 最低工资保障制度改革的宏观即期收入分配效应

制 度	户均收入	基尼系数	贫困率	福斯特指数
改革前	2329.95	0.3696	0.110312345	0.0863
改革后	2344.55	0.3680	0.107213684	0.0852
变化率 (%)	0.6265	-0.4242	-2.8090	-1.2361

其次, 本文应用行为微观模拟模型 (CNSM-II) 评价最低工资保障制度改革的短期效应。表 9 给出了制度改革对居民劳动供给的影响情况。可以发现, 制度改革使得就业和劳动参与分别增加 0.6991% 和 0.7985%, 说明最低工资标准的提升能够有效地促进劳动供给; 女性就业和劳动参与的增幅远大于男性的增幅, 主要缘于女性劳动供给的工资弹性远大于男性劳动供给的工资弹性; 劳动参与的增幅略大于就业的增幅, 说明部分新进入劳动力市场的劳动力并未实现成功就业, 有必要对低收入群体实施相应的就业培训和扶持政策。

表 9 最低工资保障制度改革的劳动供给效应

制度	总 体				男 性				女 性			
	就业人数	参与人数	参与率 (%)	总劳动供给	就业人数	参与人数	参与率 (%)	总劳动供给	就业人数	参与人数	参与率 (%)	总劳动供给
改革前	7152	7639	60.7910	302330	4422	4739	75.8726	189300	2730	2900	45.8861	113030
改革后	7202	7700	61.2765	304470	4428	4751	76.0647	189480	2774	2949	46.6614	114990
变化率 (%)	0.6991	0.7985	0.7985	0.7078	0.1357	0.2532	0.2532	0.0951	1.6117	1.6897	1.6897	1.7341

2007 年吉林省最低工资保障制度改革导致劳动供给的增加, 劳动供给的变动势必导致收入分配的变化。表 10 给出了不同收入居民户的制度改革短期收入分配效应。可以发现, 所有收入群体居民户均在制度改革中受益, 但随着居民户收入水平的上升, 居民户在制度改革中的收益持续降低, 低收入群体是制度改革的最大受益者, 主要缘于低收入群体不仅工资水平得以提升, 而且劳动供给明显增长。

表 10 最低工资保障制度改革的十等分组短期收入分配效应

居民户十等分组		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
户均收入	改革前	501.95	1000.76	1407.45	1690.96	1999.01	2419.92	2795.75	3277.60	3699.04	6077.13
	改革后	521.27	1023.06	1436.27	1716.69	2018.89	2438.52	2807.36	3281.26	3701.74	6077.46
收入份额	改革前	2.0200	4.0274	5.6640	6.7916	8.0447	9.7385	11.2290	13.1901	14.8862	24.4085
	改革后	2.0849	4.0920	5.7447	6.8528	8.0750	9.7534	11.2067	13.1241	14.8059	24.2605
收益率 (%)		3.8482	2.2287	2.0476	1.5217	0.9943	0.7685	0.4154	0.1118	0.0730	0.0054

表 11 给出了最低工资保障制度改革的宏观短期收入分配效应。可以发现，最低工资标准的提升导致居民户均收入的提高、收入不平等的降低和贫困的削减。与表 7 相比，表 10 显示出由于低收入群体劳动供给的增加，制度改革对户均收入增幅、不平等和贫困降幅的短期效应均明显大于即期效应，说明忽略个体行为反应将导致低估制度改革作用效果。

表 11 最低工资保障制度改革的宏观短期收入分配效应

制 度	户均收入	基尼系数	贫困率	福斯特指数
改革前	2485.62	0.3826	0.0904	0.0730
改革后	2501.65	0.3805	0.0862	0.0699
变化率 (%)	0.6449	-0.5660	-4.5941	-4.3114

四、最低工资保障制度改革灵敏度分析

最低工资保障制度改革方案必须与经济发展水平相适应，众多制度改革方案的准确评价是改革方案选择的基础。依据吉林省 2008 年微观数据，本文应用 CNSM-II 模型对最低工资保障制度改革方案进行灵敏度分析。

假设最低工资保障制度改革的备选方案为现行最低工资标准依次提升 10%。图 2 给出了连续调整最低工资标准对于劳动供给的影响。可以发现，随着最低工资标准不断提高，劳动供给持续增加，这与劳动供给理论预期是一致的；制度改革对劳动参与的影响要大于其对劳动供给的影响，这是缘于最低工资标准提升能够促进非经济人口向经济人口转化，增加市场中的劳动力数量，但由于就业和工作时间通常还受劳动需求的较大影响，劳动参与无法完全转化为经济有效的雇佣劳动；无论是劳动参与曲线还是劳动供给曲线，当最低工资标准提升至 30% 时均出现了拐点，即在 30% 点左侧劳动供给出现加速上扬，而在其右侧增幅明显下挫，说明该点成为劳动供给效应的一个效率增长拐点^①。

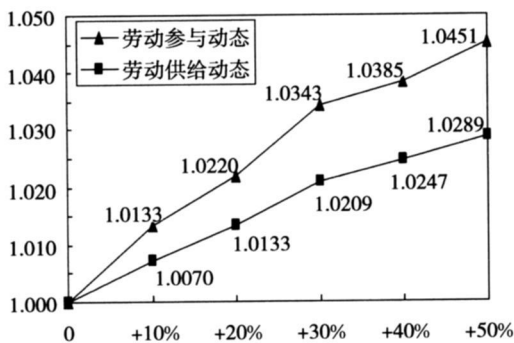


图 2 制度改革的劳动供给效应

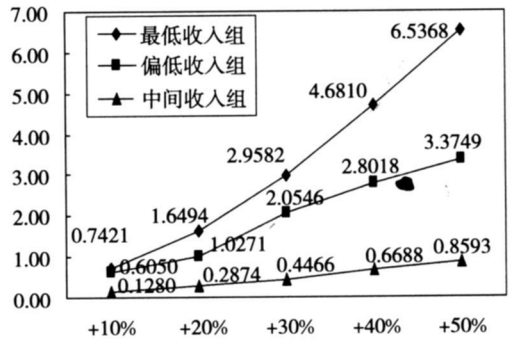


图 3 中低收入群体在制度改革中的收益

图 3 给出了连续调整最低工资标准对中低收入群体收入分配的影响。其中最低收入组代表居民户十等分收入组中的最低两个收入组，偏低收入组代表第三和第四收入组，中间收入

① 虽然在 50% 点附近劳动供给增幅再次加大，即在继续提高标准的过程中劳动供给高效点可能不只一个，但考虑到政策的可行性，本文不再将更大幅度的调整纳入研究范围。

组代表第五和第六收入组，可以发现，最低收入群体是制度改革即期效应和短期劳动供给效应的双重收益者，收益率随最低工资标准提升而不断增加；中间收入群体显然对于制度改革的敏感程度不高，尽管能够获得收益但其幅度始终不大，主要缘于他们不是政策的主要施政对象；偏低收入群体的情况略显复杂，当最低工资标准仅小幅（10%）提升时，他们收益增长较慢，而一旦最低工资标准提升30%以上，他们收益增长较快，其主要缘于最低工资标准大于部分个体的保留工资，刺激了他们的劳动参与，增加了他们的收入。

图4和图5给出了最低工资保障制度改革的宏观收入分配效应和削减贫困效应。可以发现，随着最低工资标准不断提升，居民收入不平等程度（基尼系数）和贫困程度（福斯特指数）均呈持续下降趋势，但下降的幅度在最低工资标准提升至30%后明显减缓，说明将最低工资标准增加30%是改善收入分配问题的政策高效率点。结合图2的劳动供给趋势图，可以发现，制度改革对于劳动供给的激励程度最终反映到居民的收入分配问题上，更大幅度地刺激低收入群体劳动供给愿望，引导其收入分配水平进入一个良好的上升通道，从而达到削减贫困和缩小收入差距的政策效果。

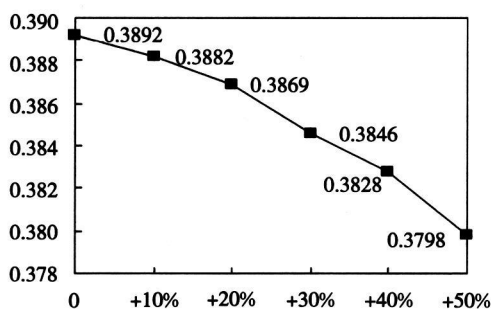


图4 制度改革的宏观收入分配效应

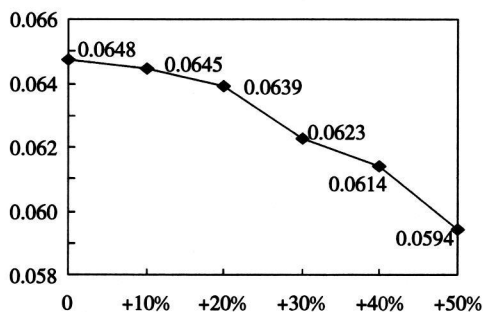


图5 制度改革的削减贫困效应

五、结 论

公共经济政策的变动通常不仅会改变个体的状态，而且会对其行为产生深刻影响，并进一步改变其状态。本文研制了一个劳动供给行为微观模拟模型——CNSM-II，用于分析公共政策变动的劳动供给效应和收入分配效应。应用CNSM-II模型对吉林省城镇居民的最低工资保障制度改革进行了模拟实验研究，研究结果表明：①最低工资标准的提升能够显著地促进低收入群体劳动供给的增加，个体对制度改革的劳动供给行为反应意味着制度改革的短期收入分配效应大于即期收入分配效应；②由于最低工资标准的提升和低收入群体劳动供给的增加，低收入群体收入水平明显增加，有助于城镇居民收入差距的缩小和贫困的削减；③现行的最低工资标准尚存在一定的提升空间，随着社会经济发展，适当地提升最低工资标准将能促进低收入群体劳动供给的进一步增加和收入的进一步提高。

贫困是发展中国家普遍存在的社会现象，是形成居民收入差距的重要影响因素，政府实施相应的公共政策能够在一定程度上削减贫困和缩小收入差距。受我国经济发展水平所限，单纯的收入扶持政策（如最低生活保障制度）只能在短期内部分地缓解城镇贫困问题，只有通过实施积极的劳动力市场政策（如最低工资制度）改善就业环境，促进低收入群体就业才是削减贫困和缩小收入差距的有效途径。由于积极的劳动力市场政策势必导致个体劳动供给行为的改变，并进而导致其收入分配状况的改变，因此，研制行为微观模拟模型并用于我国

公共政策的评价和设计过程, 可以比较准确地度量公共政策的作用效果。

参考文献

- [1] Orcutt, G , 1957, *A New Type of Social-Economic System* [J], *Review of Economics and Statistics* 58 773~797.
- [2] Newbery, D , 1995, *The Distributional Impact of Price Changes in Hungary and in the United Kingdom* [J], *Economic Journal*, 105, 847~863
- [3] Symons, E and Warren, N , 1996, *Modelling Consumer Behaviour Response to Commodity Tax Reforms in Microsimulation Models* [A], Harding, A *Microsimulation and Public Policy* [C], Amsterdam: Elsevier, 149~176
- [4] Creedy, J , 1999, *Modelling Indirect Taxes and Tax Reform* [M], Northampton: Edward Elgar Publishing
- [5] Blundell, R and MaCurdy, T , 1999, *Labour Supply: A Review of Alternative Approaches* [A], *Ashenfelter O. and Card D. , Handbook of Labour Economics* [C], 3a, Amsterdam: Elsevier, 1559~1695
- [6] Blundell, R , et al , 2000, *The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit* [J], *Fiscal Studies* 21 (1), 75~104
- [7] Aaberge, R , 2000, *Joint Labor Supply of Married Couples: Efficiency and Distribution Effects of Tax and Labor Market Reforms* [A], Mitton, L, *Microsimulation Modelling for Policy Analysis: Challenges and Innovations* [C], Cambridge: Cambridge University Press, 269~291
- [8] Decoster, A and van Camp, G , 2001, *Redistributive Effects of the Shift from Personal Income Taxes to Indirect Taxes; Belgium 1988~1993* [J], *Fiscal Studies* 22 (1), 79~106
- [9] Liberati, P , 2001, *The Distributional Effects of Indirect Tax Changes in Italy* [J], *International Tax and Public Finance*, 8 (1), 27~51
- [10] Creedy, J , 2002, *Microsimulation Modelling of Taxation and the Labour Market* [M], Northampton: Edward Elgar Publishing
- [11] Creedy, J and Duncan, A , 2002, *Behavioural Microsimulation with Labour Supply Responses* [J], *Journal of Economic Surveys* 16 (1), 1~38
- [12] Creedy, J and Duncan, A , 2005, *Aggregating Labour Supply and Feedback Effects in Microsimulation* [J], *Australian Journal of Labour Economics*, 8 277~290
- [13] Kaplanoglou, G and Newbery, D , 2003, *Indirect Taxation in Greece: Evaluation and Possible Reform* [J], *International Tax and Public Finance*, 10, 511~533
- [14] Bourguignon, F and Spadaro, A , 2006, *Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies* [J], *Journal of Economic Inequality*, 4 (1), 77~106
- [15] 李善同、高嘉陵:《微观分析模拟模型及其应用》[M], 机械工业出版社, 1999.
- [16] 张世伟、李学、樊立庄:《养老保险政策的微观模拟》[J],《吉林大学社会科学学报》2005年第1期。
- [17] 张世伟、万相昱、樊立庄:《个人所得税制度改革的微观模拟》[J],《吉林大学社会科学学报》2006年第5期。

(责任编辑: 王 静; 校对: 吕小玲)