

# 以年龄为标签优化个人所得税制度

## ——从黄金收入年龄说起

杨晓亮 阮慧 郑显颖 张克中

附录 I 中国黄金收入年龄的估计 .....	1
附录 II 年龄组间 Oaxaca-Blinder 分解结果 .....	4
附录 III 稳健性检验 .....	6
附录 IV 对基准结果的补充讨论 .....	8
附录 V 附表与附图 .....	9
参考文献 .....	12

## 附录 I 中国黄金收入年龄的估计

估算黄金收入年龄的通常做法是，估计包含年龄  $A$ 、受教育年限  $S$ 、以及控制变量  $Z$  在内的截面 Mincer 收入方程(1)，并利用系数  $\beta_1$  与  $\beta_2$  计算最高收入水平时的年龄（陈永伟和陈双双,2015；张红等,2017）。本文采用上述做法，基于 CFPS 数据，在充分控制个体特征层面、就业层面、家庭背景层面等收入影响因素的基础上，对不同年份的收入方程(1)进行了估计。

$$\ln y = \alpha + \beta_0 S + \beta_1 A + \beta_2 A^2 + Z\beta + u \quad (1)$$

### (1) 数据处理与描述性统计

参考经典文献做法，并考虑到数据的可获得性，本文选取个体特征、就业情况、家庭背景三个层面的变量，纳入 Mincer 收入方程。具体而言，个体特征包括年龄、性别、户籍、婚姻状况、自评健康、受教育年限、工作年限、居住地。其中，受教育年限根据调查年份受访对象的最高学历进行推算。参照李莹和吕光明（2019），最高学历为文盲/半文盲，受教育年限变量赋值为 0 年，小学赋值为 6 年，初中赋值为 9 年，高中/中专/技校/职高赋值为 12 年，大专赋值为 15 年，大学本科赋值为 16 年，研究生及以上赋值为 19 年。工作年限根据年龄和受教育年限推算，等于调查年份减去受教育年限再减去 6（学龄前时间）。居住地通过加入省份固定效应进行控制。就业情况维度的变量包括工作强度、职业类型、行业类型、雇主性质。其中，参照史新杰等（2018）、李莹和吕光明（2019），本文将职业类型划分为务农和非农两类，并根据职业编码对变量进行赋值，职业编码为 50000 和 59999 之间，代表“农、林、牧、渔、水利业生产人员”，职业类型变量取值为 0，表示务农，否则为 1，表示从事非农工作。工作强度使用每周的工作时间衡量。行业类型和雇主类型通过行业固定效应和雇主固定效应进行控制。家庭背景维度的变量是父母的受教育程度，父亲和母亲的受教育年限生成规则与个体受教育年限保持一致。但考虑到中国在教育背景层面具有较强的婚姻匹配，父母的受教育年限存在较强的相关性，本文参照史新杰等（2022），根据父母双方受教育程度较高一方对变量进行赋值，变量值等于受教育程度较高一方的受教育年限。

为缓解异常值和缺失值对估计结果的影响，本文对原始数据进行了如下处理：（1）剔除年龄低于 18 岁的样本，剔除男性中超过 59 岁的样本和女性中超过 54 岁的样本，尽可能保证个体活跃在劳动力市场；（2）剔除工作收入小于等于 0 的样本；（3）剔除工作年限小于 0 的样本；（4）剔除每周工作时间低于 40 小时（ $5 \times 8 = 40$ ）或超过 112 小时（ $7 \times 16 = 112$ ）的样本；（5）剔除工作收入、年龄、户籍、婚姻状况等变量信息缺失的样本。经处理后，2014、2016、2018 年的样本量分别为 6340、3584、4655 个。表 I1—I3 展示了 2014—2018 年样本的描述性统计结果。

表 I1 2014 年描述性统计

变量名	变量简要说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
工作收入	扣除五险一金的税后总收入	6340	30192.65	24824.35	8	380000
对数工作收入	对工作收入取对数	6340	10.00	0.90	2.08	12.85
年龄	男性：18-59 岁 女性：18-54 岁	6340	36.23	10.55	18	59
性别	男性=1，女性=0	6340	0.64	0.48	0	1
户籍	非农=1，农业=0	6340	0.38	0.48	0	1
婚姻状况	已婚有配偶=1 其他=0	6340	0.75	0.43	0	1
受教育年限	根据最高学历推算	6340	9.82	4.18	0	19
自评健康	1-5 五个等级 等级越高越健康	6340	3.38	1.09	1	5
工作经验	2014-受教育年限-6	6340	20.40	12.21	0	53
职业	非农=1，务农=0	6340	0.98	0.13	0	1
工作时间	每周的工作小时数	6340	54.98	13.51	40	112
父母受教育年限	同受教育年限	6340	6.44	4.50	0	19

表 12 2016 年描述性统计

变量名	变量简要说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
工作收入	扣除五险一金的税后总收入	3584	30658.05	34960.63	1	1200000
对数工作收入	对工作收入取对数	3584	9.90	1.06	0	14.00
年龄	男性: 18-59 岁 女性: 18-54 岁	3584	33.60	10.38	18	59
性别	男性=1, 女性=0	3584	0.61	0.49	0	1
户籍	非农=1, 农业=0	3584	0.27	0.44	0	1
婚姻状况	已婚有配偶=1 其他=0	3584	0.65	0.48	0	1
受教育年限	根据最高学历推算	3584	9.82	4.24	0	19
自评健康	1-5 五个等级 等级越高越健康	3584	3.35	1.09	1	5
工作经验	2016-受教育年限-6	3584	17.78	12.39	0	53
职业	非农=1, 务农=0	3584	0.97	0.18	0	1
工作时间	每周的工作小时数	3584	57.38	14.32	40	112
父母受教育年限	同受教育年限	3584	6.78	4.35	0	19

表 13 2018 年描述性统计

变量名	变量简要说明	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
工作收入	扣除五险一金的税后总收入	4655	44354	36301.85	90	500000
对数工作收入	对工作收入取对数	4655	10.39	0.88	4.50	13.12
年龄	男性: 18-59 岁 女性: 18-54 岁	4655	32.03	7.55	18	59
性别	男性=1, 女性=0	4655	0.61	0.49	0	1
户籍	非农=1, 农业=0	4655	0.32	0.47	0	1
婚姻状况	已婚有配偶=1 其他=0	4655	0.66	0.47	0	1
受教育年限	根据最高学历推算	4655	11.40	3.98	0	19
自评健康	1-5 五个等级 等级越高越健康	4655	3.37	1.02	1	5
工作经验	2018-受教育年限-6	4655	14.63	9.51	0	53
职业	非农=1, 务农=0	4655	0.98	0.12	0	1
工作时间	每周的工作小时数	4655	55.74	14.11	40	112
父母受教育年限	同受教育年限	4655	7.26	4.33	0	19

## (2) 中国黄金收入年龄的估计结果

运用方程(1)进行估计, 结果显示 2014、2016、2018 年中国黄金收入年龄分别为 40 岁、37 岁和 38 岁(表 14 (1)-(3)列)。

考虑到年龄、受教育年限 ( $S$ ) 与经验 ( $x$ ) 之间通常满足恒等关系, 即  $A = c$  (学龄前时间, 常数) +  $S + x$ , 我们把恒等关系  $x = A - c - S$  代入原始“经验—收入”Mincer 方程  $\ln y = \sigma + \rho_0 S + \rho_1 x + \rho_2 x^2 + Z\rho + v$  后, 我们可以得到修正后的“年龄—收入”Mincer 方程(2)。与修正后的 Mincer 方程相比, 未修正的方程(1)忽视了出生年代(年龄  $A$ ) 对于教育边际影响的作用 ( $\gamma_3$ ), 以及由相同年龄下教育与经验间的替代关系而产生的非线性影响 ( $\gamma_4$ )。此外, 由于年龄对整体教育水平有直接影响, 直接将受教育年限作为教育变量用于式(1), 会高估教育回报, 同时低估年龄对收入的影响。

借鉴 Balcázar (2015)、方长春和风笑天(2018)等文献的方法,我们将个人与父母的受教育年限按各自所处年代进行 Z-score 标准化处理后,使用修正后的 Mincer 方程(2)对相同样本进行估计。由于教育指标通常与环境变量高度相关,对教育指标进行标准化可以有效降低多重共线性导致的估计结果失真。这一做法最早用于跨国样本中教育不平等研究(Ferreira and Gignoux, 2014),随后逐渐拓展至代际教育的研究领域(Liu, 2014; Hufe et al., 2017; 方长春和风笑天, 2018)。大量文献已证实,不同年代出生群体间的教育水平存在明显差异。在收入方程中,经过年龄(或年代)标准化的教育指标,通过将年龄因素从教育回报中剔除,进一步明确了教育与年龄各自对收入的贡献。同时,在一定程度上减轻了不同年代个体的样本选择偏误对估计结果的影响。因此,本文借鉴多数文献的做法,以 10 年为一代,将观测个体划分为不同年代,并根据不同年代教育水平的均值和标准差对个人及其父母的受教育年限进行 Z-score 标准化处理(当以 5 年作为年代的划分标准时,本文结论同样适用)。

$$\ln y = \theta + \gamma_0 S + \gamma_1 A + \gamma_2 A^2 + \gamma_3 AS + \gamma_4 S^2 + Z\gamma + v \quad (2)$$

我们估计了修正后的 Mincer 收入方程(2),结果显示 2014、2016、2018 年的黄金收入年龄分别提前至 38 岁、35 岁和 34 岁(表 I4 (4)-(6)列),并同样呈现出持续下降的态势。

表 I4 黄金收入年龄估计

	未修正的 Mincer				修正后的 Mincer		
	(1) 2014 年	(2) 2016 年	(3) 2018 年		(4) 2014 年	(5) 2016 年	(6) 2018 年
$\beta_1$	0.1045*** (0.0082)	0.1021*** (0.0131)	0.1186*** (0.0127)	$\gamma_1$	0.1015*** (0.0082)	0.0960*** (0.0132)	0.1442*** (0.0127)
$\beta_2$	-0.0013*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0002)	-0.0016*** (0.0002)	$\gamma_2$	-0.0014*** (0.0001)	-0.0014*** (0.0002)	-0.0021*** (0.0002)
				$\gamma_3$	0.0067*** (0.0011)	0.0045** (0.0018)	0.0069*** (0.0017)
观测值数量	6,340	3,584	4,655		6,340	3,584	4,655
黄金年龄	40 岁	37 岁	38 岁		38 岁	35 岁	34 岁

注:括号中为标准误,\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。未修正的黄金年龄 =  $-\beta_1/2\beta_2$ ; 修正后的黄金年龄 =  $-(\gamma_1 + \gamma_3\bar{S})/2\gamma_2$ , 其中  $\bar{S}$  为平均教育年限。

## 附录 II 年龄组间 Oaxaca-Blinder 分解结果

经验研究普遍采用分解法评估机会不平等对组间收入差异的影响。本文进一步基于“经验—收入”Mincer 方程，采用 Oaxaca-Blinder 分解法对年龄群体的组间收入差异进行分析。鉴于研究普遍发现当前中国的黄金收入年龄位于 30-40 岁之间，我们将 2018 年的样本按照 30 岁及以下、31-39 岁和 40 岁及以上划分为青年、壮年和中老年三个年龄群体。为了排除教育、经验等收入影响因素中混杂的年龄效应，我们采用了经年代标准化后的教育指标，并参考 Niehues and Peichl (2014) 的做法对经验进行了同样的年龄标准化处理。表 III1 和表 III2 分别展示了中老年与青年群体相较于壮年群体（基准组别）的收入差异分解结果。

首先，从中老年与壮年组间收入差异来看（表 III1），在控制了收入的基本影响因素（列(1)）之后，纯粹的年龄因素对组间收入差异的解释度（无法解释的差异与组间差异的比值）为 98%。随着更多控制变量的逐步加入（列(2)-(5)），年龄因素的贡献度维持在 93%左右，表明潜在遗漏变量对当前结果产生显著影响的可能性很小。其次，从青年与壮年组间收入差异来看（表 III2），年龄仍为组间收入差异的主要影响因素，但约 57%的贡献度低于年龄对中老年与壮年收入差异的贡献度。

表 III1 基于中老年与壮年群体的 Oaxaca-Blinder 分解结果（2018 年）

分解估计结果	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
中老年组的收入均值	10.3458*** (0.0276)	10.3458*** (0.0276)	10.3458*** (0.0277)	10.3458*** (0.0277)	10.3458*** (0.0278)
壮年组的收入均值（基准）	10.5387*** (0.0213)	10.5387*** (0.0213)	10.5387*** (0.0214)	10.5387*** (0.0214)	10.5387*** (0.0214)
组间均值差异	-0.1929*** (0.0349)	-0.1929*** (0.0349)	-0.1929*** (0.0350)	-0.1929*** (0.0350)	-0.1929*** (0.0350)
无法解释的差异	-0.1892*** (0.0347)	-0.1849*** (0.0347)	-0.1779*** (0.0350)	-0.1787*** (0.0351)	-0.1795*** (0.0352)
<b>年龄因素的贡献度</b>	<b>98.1%</b>	<b>95.8%</b>	<b>92.2%</b>	<b>92.6%</b>	<b>93.0%</b>
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
父母受教育年限		是	是	是	是
雇主性质			是	是	是
职业				是	是
每周工作时间					是

注：括号中为标准误，\*\*\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\* $p < 0.1$ 。列 1 中控制了性别、户籍、婚姻状况、受教育年限、健康状况、工作经验、居住地、行业等变量。各列观测值数量均为 2,493。

表 III2 基于青年与壮年群体的 Oaxaca-Blinder 分解结果（2018 年）

分解估计结果	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
青年组的收入均值	10.3044*** (0.0201)	10.3044*** (0.0201)	10.3044*** (0.0202)	10.3044*** (0.0202)	10.3044*** (0.0202)
壮年组的收入均值（基准）	10.5387*** (0.0213)	10.5387*** (0.0213)	10.5387*** (0.0214)	10.5387*** (0.0214)	10.5387*** (0.0214)
组间均值差异	-0.2342*** (0.0293)	-0.2342*** (0.0293)	-0.2342*** (0.0294)	-0.2342*** (0.0294)	-0.2342*** (0.0294)
无法解释的差异	-0.1348*** (0.0366)	-0.1336*** (0.0366)	-0.1343*** (0.0367)	-0.1339*** (0.0367)	-0.1368*** (0.0369)
<b>年龄因素的贡献度</b>	<b>57.5%</b>	<b>57.1%</b>	<b>57.3%</b>	<b>57.2%</b>	<b>58.4%</b>
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是

父母受教育年限	是	是	是	是
雇主性质		是	是	是
职业			是	是
每周工作时间				是

---

注：括号中为标准误，\*\*\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\* $p < 0.1$ 。各列控制变量与表 III 相同。各列观测值数量均为 3,769。

## 附录 III 稳健性检验

本部分将考察数值模拟中可能存在的参数校准偏误、样本选择偏误、以及模型设定偏误对模拟结果的影响。

### (1) 参数校准偏误

本文结合现有文献对劳动供给弹性因子  $\sigma$  和消费弹性因子  $\gamma$  进行了校准，并利用平均劳动时间趋近原则对参数  $\alpha$  进行了赋值。表 III1 比较了参数  $\sigma$  和  $\gamma$  变化时模拟生成的平均总税负率与平均所得税率。结果表明，单独将  $\gamma$  赋值由基准值 1.65 向上或向下调整，均保持与基准结果一致的结论，即最优状态下壮年组平均总税负率最高，青年组次之，中老年组最低（列(1)-(3)）；组内平均所得税率呈现出同样的规律（列(4)-(6)）；无论从总税负率看，还是仅从所得税率来看，中老年群体都将接受政府转移支付。对于  $\sigma$  的单独调整同样展现了基准模拟结果的稳健性。

表 III1 模拟平均税率对于参数校准偏误的稳健性

参数调整	平均总税负率			平均所得税率		
	(1) 青年	(2) 壮年	(3) 中老年	(4) 青年	(5) 壮年	(6) 中老年
调整 $\gamma$						
$\gamma = 1.3$	-3.7%	12.8%	-11.3%	-20.3%	-1.1%	-29.1%
$\gamma = 1.5$	-2.1%	10.9%	-10.7%	-18.5%	-3.4%	-28.4%
$\gamma = 1.8$	3.9%	10.9%	-15.9%	-11.5%	-3.4%	-34.4%
$\gamma = 2.0$	1.1%	19.7%	-25.4%	-14.8%	6.8%	-45.5%
调整 $\sigma$						
$\sigma = 3.0$	0.1%	11.0%	-13.1%	-15.9%	-3.3%	-31.2%
$\sigma = 3.3$	-1.0%	12.6%	-13.6%	-17.2%	-1.3%	-31.7%
$\sigma = 3.7$	-9.4%	22.0%	-17.3%	-26.9%	9.5%	-36.1%
$\sigma = 4.0$	-1.4%	10.3%	-9.0%	-17.6%	-4.0%	-26.4%

### (2) 样本选择偏误

尽管调查数据显示不同性别税前收入的年龄分布形态高度一致（图 3），但为严格排除性别干扰，基准分析仅选取了男性劳动者为观测样本。考虑到样本选择偏误的可能，我们将基本样本替换为女性劳动者。经过相同的数据筛选后，共计 1152 个观测个体。我们保持与男性样本相同的年龄组别与单位工资划分。参数方面，女性的消费弹性因子  $\gamma$  与男性相同。根据中国女性劳动供给弹性的估计值 0.217（李雅楠，2016），参数  $\sigma$  被校准为 5.61。女性全职劳动者的年均工作时间为 2489.5 小时，约占总工作时间上限的 43%（= 2489.5 ÷ 5760），据此估计  $\alpha$  的取值为 2.78。结果显示，壮年组的平均总税负率为 22.3%，其中平均所得税率为 9.8%，二者均处于各组最高水平；青年组的平均总税负率与平均所得税率分别为 -6.6% 与 -23.7%，均处于各组中间水平；中老年群体的平均总税负率与平均所得税率分别为 -25.9% 与 -46.0%，均处于各组最低水平。对于女性劳动者的最优税制仍建议向中老年与青年群体支付更多转移支付，而处于黄金收入年龄的劳动者应承担更多税负。此外，考虑到城乡户籍可能对居民单位工资或收入产生影响，我们对全部男性样本中具有城镇户籍的 1305 个样本进行了数值模拟的稳健性检验。结果显示，青年组、壮年组、中老年组的平均税率分别为 -10.3%、23.7%、-20%；三组的平均所得税率分别为 -28%、11.5%、-39.2%，各年龄组之间税负率的相对高低与基准结论一致。

### (3) 模型设定偏误

本文的基准模型采用了同时包含劳动供给的收入效应和替代效应的 CRRA 效用函数。在使用此类效用函数的模型中，税收政策对劳动价格的影响（税后工资的变化）通常表现为正负相反的收入效应与替代效应。为了验证基准结论在模型设定方面的稳健性，我们将正文基准模型中的效用函数替换为准线性效用函数(3)，该效用函数剔除了收入效应的干扰，专注于仅包含个人劳动供给替代效应时的政策影响（Diamond, 1998; Huggett and Luo, 2023）。重新模拟的结果显示，各组平均总税负

率方面，壮年组为 14.4%，青年组与中老年组分别为-1.7%与-12.8%；其中壮年组的平均所得税率为 0.7%，青年组与中老年组的平均所得税率分别为-18.0%和-30.8%。这一发现与基准模型的模拟结果保持一致，即无论是总税负率还是所得税率，壮年组都承担了最高税率，其次是青年组，而中老年组则具有最低的税率。

$$U(c_{a,i}, l_{a,i}) = \eta c_{a,i} - \frac{\alpha}{\sigma} (l_{a,i})^\sigma \quad (3)$$



## 附录 IV 对基准结果的补充讨论

### (1) 跨期行为的影响

本文的静态模型专注于年龄税制在特定时期对不同年龄群体的效应。然而，现实中的个人通常会进行跨期储蓄和借贷以实现个人跨期效用总和的最大化。考虑到区分年龄税制下不同年龄群体的课税累进性存在差异，理性的个人会预期到，未来自己身处的年龄群体变化时课税累进性也会随之变化，从而通过调整当期储蓄和借贷来改变当前以及未来的消费水平。但我们强调即使考虑跨期储蓄和借贷问题，本文静态模型的基本结论依然成立。

具体来说， $t$ 时刻的壮年群体可以预见自己在 $t+1$ 时刻步入相对弱势的中老年群体后，其收入面临的所得税累进性将有所下降。为此，该群体会在 $t$ 时刻选择增加储蓄（即出借部分 $t$ 时刻的收入）并降低当前消费，以换取 $t+1$ 时刻更高的收入（ $t+1$ 时刻更多的劳动供给与储蓄回报）与消费。简言之， $t$ 时刻的壮年群体将发生两种跨期替代行为——部分当前消费被未来消费替代、部分当前劳动供给被未来劳动供给替代。相反， $t$ 时刻的青年群体会因为预期到在 $t+1$ 时刻将面临更高层次的所得税累进性，而减少 $t$ 时刻储蓄甚至增加借贷以支持当前消费水平的提升。 $t$ 时刻的青年群体也将发生两种跨期替代行为——部分未来消费被当前消费替代、部分未来劳动供给被当前劳动供给替代。我们注意到， $t$ 时刻壮年群体替代行为的本质是优势群体（ $t$ 时刻壮年）的消费向弱势群体（ $t+1$ 时刻中老年）转移； $t$ 时刻青年群体替代行为的本质亦是优势群体（ $t+1$ 时刻壮年）的向弱势群体（ $t$ 时刻青年）转移。跨期行为将进一步强化年龄税制的个人消费/效用转移功能。因此，我们总能在基准的静态区分年龄税制的基础上，适度降低优势与弱势群体间的课税差异，来找到适应跨期行为的区分年龄税制。

### (2) 人力资本的激励

区分年龄的所得税制可能引发其对人力资本投资产生扭曲的担忧。虽然本文没有将单位工资与内生的人力资本水平直接关联，但基于生命周期的人力资本投资理论，我们可以预见该税制不会扭曲人力资本投资，甚至可能对全社会的人力资本投资产生激励作用。

人力资本投资影响的不仅是当期劳动回报率，也影响未来各年龄阶段的回报率。因此，我们从生命周期的视角，分析区分年龄的所得税制对不同年龄段人力资本投资的潜在影响。（1）首先，我们考虑没有代际间转移支付的情形。个人将在青年时期完成学历阶段的人力资本积累。较轻的所得税税负有助于提升他们在这一时期对人力资本的投资能力。尽管预期在中间年龄阶段会面临更高的税负，但他们同时也会预期在中老年阶段税负将有所减轻。于是区分年龄所得税制形成了类似于“李嘉图等价”的跨期税收“等价转移”预期，即使用生命周期中间年龄阶段的税收补贴随后年龄阶段的收入，避免了区分年龄的所得税制因改变未来持久（税后）收入预期而影响青年时期的人力资本投资决策。因此，青年群体在面对未来两期税负等价转移的同时，还享有当期较低的税负，这将激励该年龄段的人力资本投资。对于中老年群体，减轻的税负有利于他们增加当期人力资本投资（如在职培训支出），以提升当期劳动回报率直至退休。对于已完成学历阶段人力资本积累的中间年龄群体，尽管当前税负较高，但由于预期到未来税负的减轻，这种跨期税负“等价转移”预期同样避免了该群体当期人力资本投资的显著下降。综合各年龄阶段的潜在影响，区分年龄的所得税制总体上可能对全社会人力资本投资产生激励作用。（2）其次，我们考虑存在代际间转移支付的情形。在这种情况下，尽管基于收入的区分年龄税制可能会减少父辈为子女的教育支出，但这一问题可以通过允许教育支出据实扣除，使人力资本支出完全免税来解决（Bovenberg and Jacobs, 2005）。当中间年龄群体的平均税负率较高时，据实扣除规则能够激励该群体增加对子女教育及自身在职培训的投资（通过据实扣除规则消除税制对人力资本的扭曲，也同样适用于没有代际间转移支付的情形）。

因此，区分年龄的所得税制不仅可以通过税收形式补偿那些因环境因素而导致初始人力资本积累不足的群体，还可以在跨期税收的“等价转移”预期与人力资本支出据实扣除规则的帮助下，进一步激励全社会的人力资本投资。

## 附录 V 附表与附图

表 A1 男性劳动者中各单位工资组别的年龄构成

工资 分组	(1) 单位工资 (元/小时)			(2) 人数			(3) 占比		
	最小值	最大值	均值	青年	壮年	中老年	青年	壮年	中老年
1	9.51	10.49	9.95	33	23	41	34.0%	23.7%	42.3%
2	10.53	11.69	11.10	38	19	40	39.2%	19.6%	41.2%
3	11.71	13.09	12.39	28	27	44	28.3%	27.3%	44.4%
4	13.10	14.35	13.69	29	25	41	30.5%	26.3%	43.2%
5	14.41	15.98	15.11	28	29	40	28.9%	29.9%	41.2%
6	16.02	17.30	16.66	38	30	30	38.8%	30.6%	30.6%
7	17.31	18.58	17.92	38	19	42	38.4%	19.2%	42.4%
8	18.62	19.94	19.23	25	29	42	26.0%	30.2%	43.8%
9	20.05	21.97	21.00	52	33	43	40.6%	25.8%	33.6%
10	22.05	23.94	22.99	30	32	30	32.6%	34.8%	32.6%
11	24.02	25.99	24.82	44	32	25	43.6%	31.7%	24.8%
12	26.05	28.48	27.29	32	33	40	30.5%	31.4%	38.1%
13	28.53	31.00	29.65	32	33	34	32.3%	33.3%	34.3%
14	31.01	35.48	33.18	30	31	35	31.3%	32.3%	36.5%
15	35.54	39.99	37.62	31	31	30	33.7%	33.7%	32.6%
16	40.01	47.94	43.88	25	28	40	26.9%	30.1%	43.0%
17	48.33	62.93	55.08	31	32	25	35.2%	36.4%	28.4%
18	63.06	99.06	75.93	24	41	13	30.8%	52.6%	16.7%
19	101.84	178.49	127.47	5	19	8	15.6%	59.4%	25.0%
20	181.19	347.78	220.26	1	7	0	12.5%	87.5%	0.0%

表 A2 两种税制的税收累进度估计

区分年龄税制				忽视年龄税制
青年	壮年	中老年	混合年龄	
0.5207***	0.5547***	0.4748***	0.5170***	0.1688***
(0.0212)	(0.0227)	(0.0338)	(0.0187)	(0.0525)

注：括号内为标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

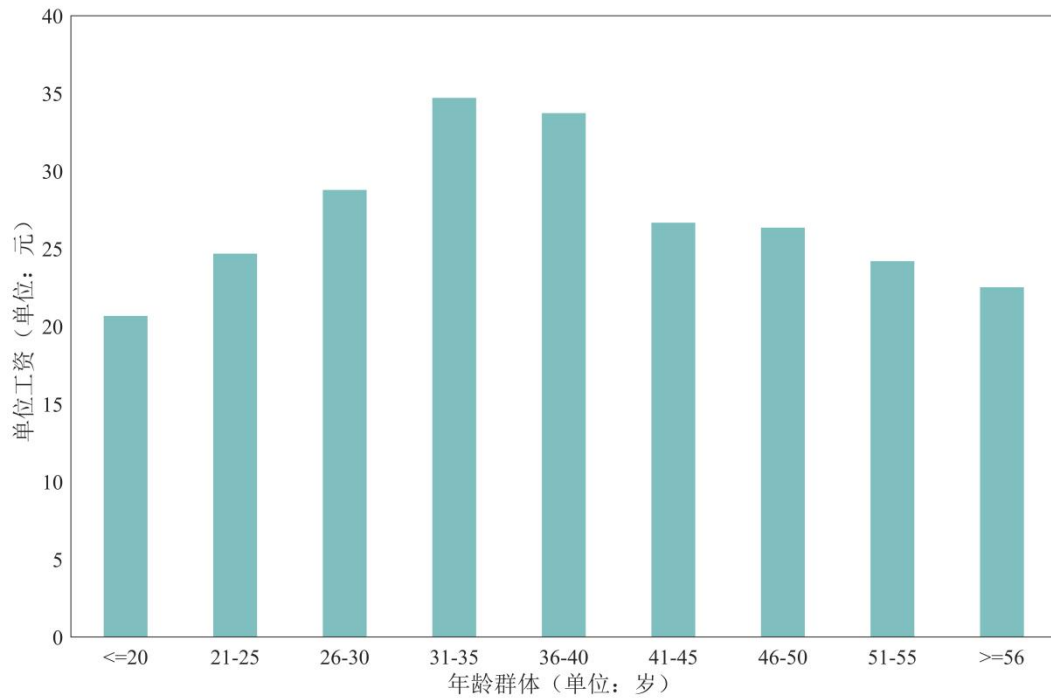


图 A1 各年龄群体的单位工资水平

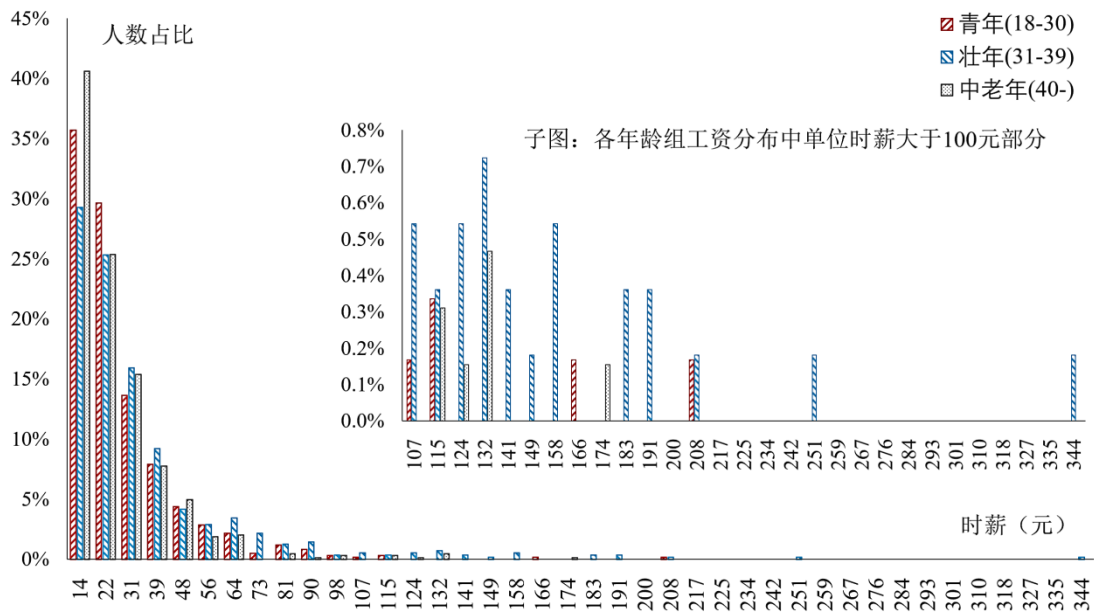


图 A2 男性劳动者中各年龄组别的单位工资分布

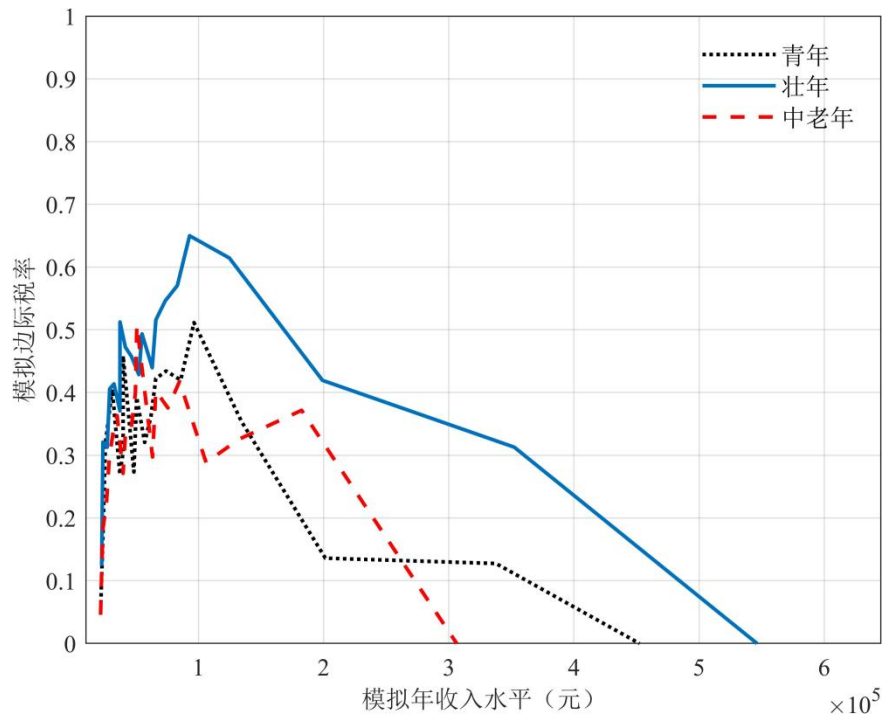


图 A3 区分年龄税制模拟的边际税率

## 参考文献

- [1] Balcázar, C.F., “Lower Bounds on Inequality of Opportunity and Measurement Error”, *Economics Letters*, 2015, 137, 102-105.
- [2] Bovenberg, L.A., and B. Jacobs, “Redistribution and Education Subsidies are Siamese Twins”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89(11), 2005-2035.
- [3] 陈永伟、陈双双, “中国城镇居民收入差距的公平与不公平分解及度量”, 《经济学动态》, 2015年第3期, 第44—51页。
- [4] Diamond, P.A., “Optimal Income Taxation: An Example with A U-Shaped Pattern of Optimal Marginal Tax Rates”, *American Economic Review*, 1998, 88(1), 83-95.
- [5] Ferreira F H G, and J. Gignoux, “The Measurement of Educational Inequality: Achievement and Opportunity”, *World Bank Economic Review*, 2014, 28(2), 210-246.
- [6] 方长春、风笑天, “社会出身与教育获得—基于 CGSS 70 个年龄组数据的历史考察”, 《社会学研究》, 2018年第2期, 第140—163页。
- [7] Hufe, P., A. Peichl, J. Roemer, and M. Ungerer, “Inequality of Income Acquisition: The Role of Childhood Circumstances”, *Social Choice and Welfare*, 2017, 49(3/4), 499-544.
- [8] Huggett, M., and W. Luo, “Optimal Income Taxation: An Urban Economics Perspective”, *Review of Economic Dynamics*, 2023, 51, 847-866.
- [9] 李雅楠, “中国城市劳动供给弹性估计”, 《经济学动态》, 2016年第11期, 第68—78页。
- [10] 李莹、吕光明, “中国机会不平等的生成源泉与作用渠道研究”, 《中国工业经济》, 2019年第9期, 第60—78页。
- [11] Liu, H., “The Quality-Quantity Trade-Off: Evidence from The Relaxation of China’s One-Child Policy”, *Journal of Population Economics*, 2014, 27(2), 565-602.
- [12] Niehues, J., and A. Peichl, “Upper Bounds of Inequality of Opportunity: Theory and Evidence for Germany and the US”, *Social Choice and Welfare*, 2014, 43(1), 73-99.
- [13] 史新杰、李实、陈天之、方师乐, “机会公平视角的共同富裕—来自低收入群体的实证研究”, 《经济研究》, 2022年第9期, 第99—115页。
- [14] 史新杰、卫龙宝、方师乐、高叙文, “中国收入分配中的机会不平等”, 《管理世界》, 2018年第3期, 第27—37页。
- [15] 张红、周黎安、梁建章, “内部员工优势—来自企业人事数据的实证证据”, 《管理世界》, 2017年第12期, 第141—157页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。