

## “羊皮纸”效应还是样本选择偏误?

马跃 颜敏\*

---

**内容提要** 利用中国家庭收入调查(CHIP)2002年、2007年和2013年的城镇住户调查数据,基于有序选择模型以及两阶段样本修正模型,本文检验了高等教育扩张前后,中国各级教育的个人收益中“羊皮纸”效应的存在性及其变化趋势。实证结果表明:自选择偏误严重低估了“羊皮纸”效应,其中2007年尤甚。在控制了不可观测因素的估计值后,高中、大专和大学群体的“羊皮纸”效应均显著存在,且随学历增加而增强。其中,2002年各学历的“羊皮纸”效应分别为18.29%、46.11%和72.36%,2007年各学历的“羊皮纸”效应分别为21.92%、52.41%和83.21%,2013年各学历的“羊皮纸”效应分别为9.34%、30.81%和53.42%。最后,本文从个人、企业和政府三个层面,为中国教育事业的进一步发展提出了政策建议。

**关键词** “羊皮纸”效应 自选择偏误 教育

---

### 一 引言

教育如何对收入产生促进作用一直是学术界争论的问题,对于这一现象的解释主要包含两种学派。人力资本理论认为教育具有生产功能,能够通过提高个人的劳动生产率来提高个人的收入;筛选理论认为个人的劳动生产率是内在的,教育的作用只是区分、筛选出具有较高劳动生产率的人(李锋亮,2006)。“羊皮纸”效应正是在这场

---

\* 马跃,东北财经大学经济学院,电子邮箱:dufemayue@163.com;颜敏,东北财经大学数学学院、东北财经大学经济计量分析与预测研究中心,电子邮箱:dufeyanmin@126.com。本文得到国家社会科学基金项目“中国高等教育扩张背景下过度教育的特征、效应及政策研究”(批准号:13CJY010)的资助。

论战中产生的。“羊皮纸”效应（sheepskin effects）又称文凭效应<sup>①</sup>，其强调文凭在就业中所起到的信号作用，认为文凭而并非技能才是影响收入的关键因素。根据“羊皮纸”效应假说，拥有高学历的人通过向雇主提供学历证书发送信号，证明其具有区别于其他低学历员工的能力，从而能够更容易进入劳动力市场，并获得更高的收入。

从某种程度上讲，文凭决定了个人的求职机会、竞争优势和晋升速度，甚至是职业生涯的整个过程。现阶段不少公务员考试或事业单位招聘时，都明确设置只招收本科生或研究生的报考门槛，一些企业给不同学历员工的待遇也有所不同，文凭已然成为个人进入劳动力市场的“敲门砖”。高等教育扩张造成的文凭泛滥现象，让越来越多的人认识到高学历文凭的重要性，人们通过获得大学文凭，甚至研究生文凭来增加自身的竞争优势。尽管现实生活中的很多现象已说明“羊皮纸”效应的存在，但这是教育扩张导致的统计表象还是“羊皮纸”效应真正存在？现实并未给出有说服力的证据。

由此可见，关于“羊皮纸”效应的存在性问题依然值得深入研究。从个人的角度看，文凭对未来的收入有怎样的影响？不同学历证书的价值是否存在差异？这种差异的大小如何？对于企业而言，这种唯文凭是举的用人理念是否值得提倡？学历证书是否只发挥一种信号作用？伴随高等教育的扩张，从业人员的受教育程度普遍提高，学历结构发生重大变化，学历证书对工资的影响路径是否发生改变？这些关乎个人与企业利益的问题需要进行更加深入的理论研究和实证分析。这对于中国教育体制的改革、就业形式的改善、劳动力资源的充分利用以及毕业生的个人选择等，都具有重要意义。

本文基于劳动经济学理论和微观计量经济学方法，实证分析了高等教育扩张前后“羊皮纸”效应的存在性及其变化特征。本文结构如下：第一部分是引言，第二部分是有关“羊皮纸”效应的文献综述，第三部分是模型方法、变量描述和数据特征，第四部分是实证分析，第五部分是结论。

## 二 文献综述

检测“羊皮纸”效应的存在性，是用于检验筛选理论的常用方法之一。20世纪中期，随着经济增长向技术和创新驱动型转变，劳动力需求结构的调整引致许多发达国

---

<sup>①</sup> 西方历史上，羊皮纸曾经是学历证书的制作材料，因此，将学历证书的价值形象地称为“羊皮纸”效应。

家教育的扩张,随后对教育回报以及“羊皮纸”效应的研究成为经济学家关注的焦点。

Layard & Psacharopoulos (1974) 通过对美国劳动力市场的高中、大学、硕士辍学学生与毕业生的教育收益率进行实证分析,比较拿到学历证书毕业生与未拿到学历证书肄业生之间的收入差距,结果发现二者的教育收益率并无显著差异,从而认为不存在“羊皮纸”效应。继 Layard & Psacharopoulos (1974) 之后,大量学者对“羊皮纸”效应的研究方法进行拓展和完善。Riley (1979) 认为, Layard & Psacharopoulos (1974) 没有区分出那些不能胜任而被动辍学的人以及那些能够胜任却被别的更好的选择吸引而退出的人。在对美国 113 种不同职业按照工资收入与受教育年限进行分组研究后, Riley (1979) 得出受教育年限与其工资收入存在正相关性,证实了“羊皮纸”效应的存在。Hungerford & Solon (1987) 指出, Layard & Psacharopoulos (1974) 没有考虑到辍学的不同时间这一关键因素,在增加受教育程度和所有受教育年限的虚拟变量后,对 1978 年美国人口现状调查数据的分析结果显示,大学第一年和第四年的教育收益率分别提升了 9.0% 和 17.6%,进入大学和获得证书那一年的教育收益率明显提高,表明了“羊皮纸”效应的信号作用。这也证实了 Arrow (1973) 的过滤 (filter) 理论,即由于过滤筛选的作用,进入大学这一行为本身就可以带来更高的收益,从而支持了“羊皮纸”效应。

除部分研究者如 Oosterbeek (1992) 以及 Cameron & Heckman (1993) 等人的研究外,大部分研究结果都证实了“羊皮纸”效应的存在。Olneck (1977) 在控制了受教育年限变量后,发现拥有学历证书的人比没有学历证书的人具有更高的收益率,“羊皮纸”效应较为显著;但是在进一步控制个人能力与家庭背景变量后,“羊皮纸”效应下降,学历证书的信号作用明显减弱,这一研究结果表明“羊皮纸”效应受个人、家庭等因素的影响。Park (1999) 采用一种直接的验证方法,使用受教育年限和获得的学位信息,发现高中和大学的“羊皮纸”效应分别为 8.9% 和 21.1%。同样, Belman & Heywood (1991) 参考 Hungerford & Solon (1987) 的方法,对妇女和少数民族进行了验证,得到与 Park (1999) 相似的结论,即高等学历比中低等学历中的“羊皮纸”效应更大。二者的研究表明,不同学历的“羊皮纸”效应是不同的。Hartog (1983) 将个人最高受教育等级和在这一等级是否取得学历证书作为变量加入收入方程和工作等级方程,对荷兰 1500 名劳动者进行了研究,得出学历证书在基础教育中的作用效果并不明显,但是在高职和大学教育中,学历证书对于收入和工作等级都存在显著影响,支持了“羊皮纸”效应,同时也证实了“羊皮纸”效应与学历等级有关。Bauer et al. (2005) 对日本的研究发现,“羊皮纸”效应与企业规模有关,企业规模越大,“羊皮

纸”效应越明显。

近年来，也有不少学者对于发展中国家，如菲律宾、哥伦比亚、巴基斯坦等地进行了“羊皮纸”效应的研究。Schady（2003）对菲律宾进行了研究，发现菲律宾的初等教育、中等教育和高等教育都存在明显的“羊皮纸”效应，且高等教育的“羊皮纸”效应更强。Mora（2003）检验了哥伦比亚劳动力市场中的“羊皮纸”效应，结果显示，前十年的平均教育回报率为7.2%，第十一年增长为20.75%，完成十六年学业，即取得大学文凭后的教育回报率为33.62%，证明了“羊皮纸”效应的存在。同时，Mora（2003）还验证了“羊皮纸”效应存在随着工资水平的增加而减弱的趋势，说明“羊皮纸”效应在不同工资水平下是存在差异的，二者呈现负相关关系。Shabbir & Ashraf（2011）对巴基斯坦的研究发现，在控制了个人能力、家庭背景以及省际异质性等因素后，“羊皮纸”效应仍然存在。

相对而言，针对中国各级教育中“羊皮纸”效应的研究较少，近年才逐渐有研究者对国内的情况进行实证分析。沈红和张青根（2015a）利用2008年中国综合社会调查数据，考察了1978-2008年中国各级教育中个人收益的“羊皮纸”效应，并对不同劳动力市场及不同工作经历的情况进行了比较分析，结果表明，中国个人教育收益中存在显著的“羊皮纸”效应，高中、大专以及本科毕业的“羊皮纸”效应分别为29.6%、27.6%和35.3%。进而沈红和张青根（2015b）基于相同的数据，将样本重新分类为专科生、本科生和研究生，发现专科、本科和硕士教育收益中的文凭效应分别为17.1%、51.9%和42.6%。这从一定程度上说明，中国各级教育中确实也存在“羊皮纸”效应，且随着学历的提高，“羊皮纸”效应逐渐增强。

基于国内外研究现状，本文发现以下两点事实：第一，绝大多数学者在研究“羊皮纸”效应的问题中，都是基于传统的明瑟（Mincer）工资方程，尽管有少数学者控制了个人能力、家庭背景等不可观测因素，但是很少有研究者考虑到由于样本的自选择偏误而引起的内生性问题。第二，根据现有文献和资料，多数学者都是单独检验某一年的“羊皮纸”效应，很少有学者对“羊皮纸”效应的大小进行不同时期下的纵向对比，特别是对于高等教育扩张迅猛背景下的中国样本而言，相关研究更少。而对“羊皮纸”效应进行研究，对中国教育事业的发展和教育体制的改革等都有着重要的意义。鉴于以上问题，本文将在考虑样本自选择偏误引致内生性问题的基础上，基于微观计量经济学方法，结合高等教育扩张前后的数据，对中国各级教育收益中“羊皮纸”效应的大小及其变化进行估算，以期相关部门提出可供参考的政策建议。

### 三 模型方法、变量描述和数据特征

#### (一) 模型方法

##### 1. 基本模型

人力资本理论认为教育具有一定的生产功能，而筛选理论认为教育更多发挥的是对学历证书的区别作用。实证文献中，绝大多数学者将受教育年限或学历虚拟变量加入标准明瑟（Mincer）方程检验教育的收益：

$$\ln wage = b_0 + b_1 edu + b_2 X + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln wage = b_0 + b_1 S_i + b_2 X + \varepsilon \quad (2)$$

其中， $\ln wage$  为小时工资的对数； $X$  是决定工资收入的控制变量，包括性别、工作经验、工作经验的平方、地区、行业、所有制类型和健康状况等变量； $edu$  是受教育年限， $S_i$  是代表最高学历为第  $i$  等级的虚拟变量。

然而，模型（1）和模型（2）中的受教育年限变量以及学历虚拟变量的参数估计值中既包含了教育的生产功能，又涵盖了取得相应级别学历的教育信号功能。为了甄别教育的信号功能和生产功能，根据 Garen（1984）的研究，对标准 Mincer 方程进行扩展，将受教育年限和学历虚拟变量同时加入 Mincer 方程：

$$\ln wage = b_0 + b_1 X + \sum b_{2i} \cdot S_i + b_3 X \cdot edu + \varepsilon \quad (3)$$

$\sum b_{2i} \cdot S_i$  一项的具体形式为  $b_{21} edu + b_{22} S_2 + b_{23} S_3 + b_{24} S_4$ 。其中，基准组为初中学历虚拟变量， $S_2$  为高中学历虚拟变量， $S_3$  为大专学历虚拟变量， $S_4$  为大学学历虚拟变量；系数  $b_{22}$ 、 $b_{23}$  和  $b_{24}$  分别表示高中、大专和大学学历的“羊皮纸”效应，系数  $b_{21}$  表示除去文凭效应后的净教育收益率，体现的是教育的生产功能，属于人力资本效应。交叉项  $X \cdot edu$  表示可观测到的影响因素，即教育与其他控制变量交叉项的作用效果；若  $b_3$  显著，则说明控制变量  $X$  对工资的影响依赖于受教育程度；当  $X$  不变时，随着  $edu$  的增加，变量  $X$  依然会对工资产生影响，其作用效果与系数  $b_3$  的正负和大小有关； $\varepsilon$  是独立同分布的随机误差项。

然而基于模型（3）检验“羊皮纸”效应和教育的信号功能同样存在缺陷：“羊皮纸”效应的存在可能是由于样本的自选择偏误造成的，即辍学的人可能意识到自己是学习能力弱的个体，而最终拿到文凭的是那些学习能力强的个体，他们能够通过教育提高自己的劳动生产率。个人决定是否辍学并不是随机的过程，而是将教育的成本与

教育的预期回报率进行比较后的结果。当有些人达到一个层次的受教育水平后，他们发现自身的能力水平低于预期，并无足够的能力将教育转化为人力资本，比起继续接受教育，他们选择辍学。因此，辍学者可能本身就有更低的教育回报率，并不是因为他们是辍学者，而是因为一些其他因素的影响，如能力等。由于是否取得证书这一变量是内生的，实证结果会产生偏误。因此，应该对能否取得学历证书中与个人能力、家庭背景等相关的因素进行控制，以消除其内生性。参考 Frazis (1993) 的研究，进一步将模型 (3) 修改如下：

$$\ln wage = b_0 + b_1 X + \sum b_{2i} \cdot S_i + b_3 X \cdot edu + b_4 u + \varepsilon \quad (4)$$

其中， $u$  代表个体获得人力资本的不可观测的因素，包括个人能力、家庭背景等； $\varepsilon$  是独立同分布的随机误差项，与  $X$ 、 $S_i$  和  $u$  独立。完成受教育水平  $S_i$  导致的对数工资的变化值在该模型中为  $b_{2i} + b_3 X$ 。如果  $b_3 > 0$ ，变量值  $X$  较高的个体将得到更高的教育回报率，在保持学习教育成本不变的情况下，这些个体将获得更多的教育。如果  $b_3 X \cdot edu$  在收入方程中被忽略，那么系数  $b_{22}$ 、 $b_{23}$  和  $b_{24}$  的普通最小二乘 (OLS) 估计结果将会存在向上的偏差。由于辍学的特征造成的教育的低回报率，将会错误地被归因于辍学。如果教育回报率只是因为能观察到的特征不同 ( $b_3 \neq 0$ ,  $b_4 = 0$ )，在收入方程中增加交叉项  $X \cdot edu$  可以纠正回归偏差  $b_{22}$ 、 $b_{23}$ 、 $b_{24}$  和其他系数，然而，如果由于不可观测因素  $u$  造成回报率的不同 (即  $b_4 \neq 0$ )，则必须纠正自选择偏误。

## 2. 自选择偏误的纠正

我们建立了受教育水平的有序 probit (ordered probit) 模型。式 (5) 中， $\Phi$  为标准正态累积分布函数； $Z$  为一系列独立于  $u$  的影响个人选择的解释变量向量， $G$  为系数向量。若  $ZG_i < u < ZG_{i+1}$ ，那么，个人将会选择受教育水平  $i$  ( $i = 1, \dots, n$ )。个人选择受教育水平  $i$  的概率为：

$$P(S = i) = \Phi(ZG_{i+1}) - \Phi(ZG_i) \quad (5)$$

$u$  在被观察到的受教育水平上的期望值记做  $U$ ，则

$$U = E(u | S_i, Z) = \frac{\phi(ZG_i) - \phi(ZG_{i+1})}{\Phi(ZG_{i+1}) - \Phi(ZG_i)} \quad (6)$$

其中， $\phi$  是标准正态概率密度函数。因此，可将模型 (4) 进一步修正为：

$$\ln wage = b_0 + b_1 X + \sum b_{2i} \cdot S_i + b_3 X \cdot edu + b_4 \hat{U} + \varepsilon^* \quad (7)$$

其中， $\varepsilon^* = \varepsilon + (u - \hat{U})$ ， $\hat{U}$  是通过式 (4) 构建的，代替真实的  $G_i$  的估计值。本文将在式 (7) 的基础上，检验各级教育的“羊皮纸”效应。根据样本数据的可获得

性,将学历  $S$  分为初中、高中、大专和大学四个等级,解释变量  $Z$  包含性别、父母受教育水平、父母职业和在校时的学习成绩等影响个人学历选择的变量。

## (二) 变量描述

### 1. 收入方程

收入方程是基于明瑟 (Mincer) 方程建立的,其中被解释变量应为工资的对数,解释变量包括工作经验、工作经验的平方等变量,此外,地区差异、行业差异等也可能会对个人的工资收入产生不同程度的影响,因此,方程中还应引入与工资有关的其他解释变量。具体变量选取如下:第一,工资 ( $wage$ )。将其对数形式作为被解释变量,既包含获得工资工作者的工资、奖金、津贴和实物折现,也包括自我经营者的净收入。本文选取更能体现个人劳动力价值的小时工资数,其计算方法包括两种,一是月工资除以月工作小时数 (月工作小时数 = 周工作小时数  $\times 4$ );二是年工资收入除以年工作小时数 (年工作小时数 = 实际工作月份数  $\times$  平均每月工作天数  $\times$  平均每天工作小时数)。第二,受教育年限 ( $edu$ )。其指个人接受教育的年限 (不包括跳级和留级年数)。第三,性别 ( $gender$ )。男性赋值为 1,女性赋值为 0。第四,工作经验 ( $ex$ ) 及其平方 ( $ex^2$ )。计算方法为调查年份减去开始从事当前这份主要工作的年份;由于工作经验的平方 ( $ex^2$ ) 数值较大,将该变量处理为工作经验的平方除以 100。第五,地区 ( $district$ )。2002 年的调查地点覆盖北京、山西、辽宁、江苏、广东、安徽、河南、湖北、重庆、四川、云南及甘肃 12 个省 (市),2007 年的调查地点覆盖上海、江苏、浙江、安徽、河南、湖北、广东、重庆以及四川 9 个省 (市),2013 年的调查地点覆盖北京、山西、辽宁、江苏、安徽、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南以及甘肃 14 个省 (市)。按照传统方法将所有省 (市) 分为东部、中部和西部三大区域。 $D_1$  为东部地区,包括北京、辽宁、江苏、山东、广东、上海、浙江; $D_2$  为中部地区,包括山西、安徽、河南、湖北、湖南; $D_3$  为西部地区,包括重庆、四川、云南、甘肃。其中, $D_3$  为参照组。第六,行业 ( $h$ )。按照三大产业划分标准,将行业分为三类。第一产业,包括农、林、牧、渔业;第二产业,包括采矿业,制造业,电力、燃气及水的生产和供应业,建筑业;第三产业,包括除第一产业和第二产业以外的流通部门和服务部门。由于样本中第一产业的个体数量较少,故删去。行业 ( $h$ ) 设为虚拟变量,若为第三产业,赋值为 1,若为第二产业,赋值为 0。第七,所有制类型 ( $syz$ )。若个人所在单位为国有企业或单位,赋值为 1;若为非国有企业或单位,赋值为 0。第八,健康状况 ( $health$ )。若健康状况为好或非常好,赋值为 1;若健康状况为一般、不好或非常不好,赋值为 0。第九,文凭 ( $S_i$ )。根据调查样本数据的可获得性,将文凭

分为四类。 $S_1$  为初中学历， $S_2$  为高中学历， $S_3$  为大专学历， $S_4$  为大学学历；其中， $S_1$  为参照组。第十，不可观测因素 ( $u$ )。包括能力和家庭背景等，根据有序 probit 模型、式 (5) 和式 (6) 计算得到。

## 2. 学历选择方程

学历选择方程中的解释变量应该影响个人学历水平但不影响工资水平。个人取得某种层次的学历与其家庭背景、个人能力等都有重要的关系。一般来说，父母的受教育水平越高，父母对教育越重视，子女越容易获得更高学历。同时，有关调查数据显示，父母的职业影响家庭背景，也会对子女的教育选择，尤其是高等教育的选择产生一定影响（张建新、王晓艳，2014）。此外，学历与学习成绩也有一定关系，如果个人在校期间学习成绩优异，则取得更高学历的概率越大。具体变量选取如下：第一，受教育水平 ( $S$ )。其作为有序 probit 模型中的被解释变量，表示排序结果或分类结果，取值为有序整数。1~4 分别表示获得初中、高中、大专和大学学历。第二，性别 ( $gender$ )。男性为 1，女性为 0。第三，父亲受教育水平 ( $fedu$ )。父亲受教育水平用父亲的受教育年限来表示，根据现行学制年数，按照对应受教育程度进行赋值（刘巍，2003），见表 1。第四，母亲受教育水平 ( $medu$ )。与父亲受教育水平赋值方法相同。第五，父亲的职业 ( $fz$ )。根据职业特征分为三类。 $fz_1$  为工人组，包括普通工人、技术工人、非技术工人和服务人员等； $fz_2$  为干部组，包括私营或个体企业主、单位负责人、办事人员、军人等； $fz_3$  为农民组，包括农、林、牧、渔、水利生产人员，农民、家务劳动及其他非劳动者。其中， $fz_3$  为参照组。第六，母亲的职业 ( $mz$ )。与父亲的职业相同，根据职业特征分为工人组 ( $mz_1$ )、干部组 ( $mz_2$ ) 和农民组 ( $mz_3$ ) 三类，其中， $mz_3$  为参照组。第七，离开学校时的学习成绩 ( $mark$ )。分为五个等级，5 为很好，4 为比较好，3 为一般，2 为比较差，1 为很差。

表 1 父母受教育程度赋值对照

受教育程度	从未上过学	扫盲班	小学	初中	高中	中专	大专	大学	研究生
受教育年限	0 年	3 年 <sup>①</sup>	6 年	9 年	12 年	12 年	15 年	16 年	19 年

资料来源：刘巍（2003）。

① 将文盲和半文盲人口的受教育年限定为 3 年是基于以下考虑：中国的文盲和半文盲人口指未受过小学及以上教育的人口，但半文盲人口参加过识字班或扫盲班，文盲人口中大多数人也不是一字不识；而且从人力资本存量核算的角度来说，以往文献认为文盲、半文盲人口的人力资本存量为 0 也是不适宜的。



### (三) 数据来源和描述统计

本文的数据来自于2002年、2007年和2013年的中国家庭收入调查(CHIP),该调查是由中外研究者共同组织的、关于“中国收入和不平等研究”的组成部分,并且在国家统计局的协助下完成。中国家庭收入调查包含三个部分:城镇住户调查、农村住户调查和流动人口调查。根据本文的研究内容,选取城镇住户调查数据进行分析。调查地区涵盖面广,包含北京、辽宁、江苏、山东、广东、上海、浙江、山西、安徽、河南、湖北、湖南、重庆、四川、云南、甘肃等。调查多采用随机抽样方法,以家庭住户为单位,2002年数据包括6835个家庭住户和20632个个体,2007年数据包括5000个家庭住户和14700个个体,2013年数据包括6674个家庭住户和19887个个体。调查数据中既包含个人信息,如个人的出生日期、年龄、受教育程度、工资情况等,也包含家庭方面的信息,如父母的受教育程度、父母的职业等。

根据本文的研究内容,先将所有样本按学历进行分类,由于小学样本较少,故删去,将研究生的样本合并到大学中,因此只选取初中、高中、大专和大学四个学历级别作为研究对象。2002年、2007年和2013年的总样本数量分别为7757个、4505个和6134个,表2给出了样本中各变量的描述统计。从样本数量和比例上看,2007年与2002年相比,初中、高中学历的样本比例略有减少,大专学历的样本比例基本保持不变,为22%左右。2013年的样本中,初中学历的样本却略有增加,这一数据与实际略有不符,原因可能是由数据抽取和数据处理的系统误差造成的;高中、大专学历的样本相比前几年有所减少;但三年中大学学历的样本比例却持续增加,从10.53%到16.50%,再到20.13%。造成这一现象的原因,一是随着高等教育的扩张,进入大专和大学的门槛降低,取得高等学历更加容易;二是近年来,个人和家庭对于教育越来越重视,人们越来越意识到高等学历的重要性,因此会选择接受更高等学历的教育。

从收入上看,初中、高中、大专和大学的工资呈现递增趋势。2002年大学学历的平均工资为9.70元/小时,比初中学历高出5.02元/小时;2007年大学学历的平均工资为22.44元/小时,高于初中学历11.35元/小时;2013年大学学历的平均工资为28.31元/小时,高于初中学历13.42元/小时。从受教育年限上看,同等学历下不同年份的受教育年限相差不大,初中、高中、大专和大学的平均受教育年限依次为8.51年,11.33年,13.87年,15.55年。从工作经验上看,2002年的样本中,工作经验随着学历的增加而逐渐降低;2007年的样本中,四组学历水平的工作经验接近,高中和大专的工作经验时间最长,初中和大学略低于二者;2013年的样本中,工作经验随着

表 2 主要变量的描述统计

变量	初中			高中			大专			大学		
	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年
工资(元/小时)	4.6778 (4.5441)	11.0876 (14.8679)	14.8883 (33.9162)	5.8553 (4.8935)	13.3673 (15.5402)	17.4061 (21.1152)	7.4097 (5.6284)	17.0000 (12.7896)	21.4675 (15.2396)	9.6996 (9.4249)	22.4419 (20.2279)	28.3113 (24.0159)
受教育年限(年)	8.4771 (0.8463)	8.5777 (0.8866)	8.4612 (0.7301)	11.1871 (1.3639)	11.3542 (1.4802)	11.4466 (1.2604)	13.7700 (1.6894)	13.9643 (2.5173)	13.8813 (1.6303)	15.5202 (1.6861)	15.4610 (3.1248)	15.6623 (1.6852)
工作经历(年)	17.1311 (10.8597)	13.4674 (11.5516)	21.9526 (143.5564)	16.1297 (9.5329)	14.5037 (10.6992)	30.7485 (179.2034)	15.2079 (8.8950)	14.2888 (10.0346)	33.2837 (184.8516)	14.7760 (8.1381)	13.8696 (9.1302)	29.8802 (170.4241)
个体特征	0.5920 (0.4916)	0.5605 (0.4966)	0.5594 (0.4966)	0.5002 (0.5001)	0.5428 (0.4983)	0.5418 (0.4984)	0.5677 (0.4955)	0.5653 (0.4960)	0.5666 (0.4958)	0.6928 (0.4616)	0.6277 (0.4837)	0.5692 (0.4954)
健康状况	0.6204 (0.4854)	0.6795 (0.4669)	0.7483 (0.4341)	0.6333 (0.4820)	0.6855 (0.4645)	0.7928 (0.4054)	0.6992 (0.4588)	0.7347 (0.4417)	0.8375 (0.3691)	0.7222 (0.4482)	0.7823 (0.4130)	0.8753 (0.3306)
离校时成绩	1.0335 (0.2921)	3.2898 (0.6171)	1.0639 (0.4131)	3.4665 (0.8419)	3.5825 (0.6839)	2.8075 (1.0462)	3.8839 (0.8429)	3.9224 (0.6566)	3.1040 (1.1640)	4.3121 (0.7552)	4.2097 (0.6817)	3.6713 (1.1584)
东部	0.4202 (0.4937)	0.5163 (0.5000)	0.4013 (0.4903)	0.3891 (0.4876)	0.5250 (0.4995)	0.4128 (0.4925)	0.3263 (0.4690)	0.5316 (0.4993)	0.4334 (0.4958)	0.3158 (0.4651)	0.5188 (0.5000)	0.5166 (0.4999)
中部	0.2871 (0.4525)	0.2956 (0.4565)	0.3607 (0.4803)	0.3614 (0.4805)	0.3140 (0.4642)	0.3967 (0.4893)	0.4006 (0.4902)	0.2622 (0.4401)	0.3603 (0.4803)	0.4002 (0.4902)	0.2984 (0.4579)	0.3036 (0.4598)
西部	0.2927 (0.4551)	0.1881 (0.3910)	0.2380 (0.4260)	0.2495 (0.4328)	0.1610 (0.3676)	0.1905 (0.3928)	0.2731 (0.4457)	0.2061 (0.4047)	0.2064 (0.4049)	0.2840 (0.4512)	0.1828 (0.3868)	0.1798 (0.3843)
行业	0.5559 (0.4970)	0.6852 (0.4647)	0.6815 (0.4660)	0.6177 (0.4860)	0.7102 (0.4538)	0.7314 (0.4434)	0.7365 (0.4406)	0.7398 (0.4390)	0.7945 (0.4042)	0.8286 (0.3771)	0.7984 (0.4015)	0.8615 (0.3456)
所有制类型	0.5224 (0.4996)	0.3800 (0.4856)	0.1958 (0.3969)	0.6651 (0.4720)	0.4986 (0.5001)	0.3942 (0.4888)	0.8312 (0.3747)	0.6041 (0.4893)	0.5890 (0.4922)	0.8984 (0.3023)	0.6788 (0.4673)	0.7749 (0.4179)

续表

变量	初中			高中			大专			大学			
	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	
家庭特征	父亲受教育年限(年)	5.8247 (3.6470)	5.4299 (3.8745)	5.0331 (3.5077)	7.1350 (3.9788)	6.6130 (4.1006)	6.7686 (3.8818)	8.4425 (4.2421)	8.0204 (4.3137)	7.9347 (3.9727)	8.5802 (4.4489)	8.9482 (4.1840)	
	父亲职业-工人组	0.2215 (0.4154)	0.1296 (0.3360)	0.0953 (0.2937)	0.3140 (0.4642)	0.1593 (0.3660)	0.1532 (0.360)	0.3898 (0.4878)	0.2133 (0.4098)	0.1986 (0.3991)	0.3488 (0.4769)	0.2285 (0.4201)	0.2186 (0.4136)
	父亲职业-干部组	0.2221 (0.4157)	0.4175 (0.4934)	0.1147 (0.3188)	0.1793 (0.3837)	0.3450 (0.4755)	0.2132 (0.4097)	0.2181 (0.4131)	0.3204 (0.4669)	0.2666 (0.4423)	0.2717 (0.4451)	0.3750 (0.4844)	0.2729 (0.4453)
	父亲职业-农民组	0.5564 (0.4969)	0.4530 (0.4980)	0.7900 (0.4075)	0.5067 (0.5000)	0.4957 (0.5001)	0.6336 (0.4820)	0.3921 (0.4884)	0.4663 (0.4991)	0.5348 (0.4990)	0.3794 (0.4855)	0.3965 (0.4895)	0.5085 (0.5001)
	母亲受教育年限(年)	3.5549 (3.2048)	5.3589 (3.9480)	3.6941 (3.2185)	4.6816 (3.7575)	6.4583 (4.0783)	5.2571 (0.7493)	5.9717 (4.3049)	7.8765 (4.3996)	6.3844 (4.0053)	6.0453 (4.4852)	8.3293 (4.3757)	7.3223 (4.3399)
	母亲职业-工人组	0.0407 (0.1975)	0.1276 (0.3338)	0.0662 (0.2487)	0.0864 (0.2810)	0.1627 (0.3692)	0.1134 (0.3172)	0.1343 (0.3410)	0.2214 (0.4154)	0.1574 (0.3643)	0.1408 (0.3480)	0.2097 (0.4074)	0.1806 (0.3849)
	母亲职业-干部组	0.5935 (0.4913)	0.4242 (0.4945)	0.0360 (0.1862)	0.4874 (0.4999)	0.3583 (0.4796)	0.1033 (0.3045)	0.4618 (0.4987)	0.3306 (0.4707)	0.1531 (0.3602)	0.4896 (0.5002)	0.3884 (0.4877)	0.1765 (0.3815)
	母亲职业-农民组	0.3659 (0.4818)	0.4482 (0.4975)	0.8978 (0.3030)	0.4263 (0.4946)	0.4790 (0.4997)	0.7833 (0.4121)	0.4040 (0.4908)	0.4480 (0.4975)	0.6896 (0.4629)	0.3696 (0.4830)	0.4019 (0.4906)	0.6429 (0.4794)
	样本数和比例	1968 (25.36%)	1042 (23.11%)	1752 (28.56%)	3207 (41.37%)	1739 (38.66%)	1984 (32.34%)	1765 (22.74%)	980 (21.73%)	1163 (18.96%)	817 (10.53%)	744 (16.50%)	1235 (20.13%)

注：括号内为标准差。  
资料来源：根据2002年、2007年和2013年CHIP数据计算得到。

学历提高而增加，但大学却略有下降。从性别上看，2002年的样本中，男性在初中、大专、大学的比例较高，尤其是大学，达到69.28%，高中生男女比例基本一致；2007年的样本中，初中、高中、大专的男性比例均为55%左右，大学学历达到62.77%；2013年的样本中，四组数据中男性比例差别不大，均为55%左右。三年中，健康状况和成绩均与学历呈现正相关关系。从地区特征上看，2002年的样本中，东部地区初中、高中学历的比例较高，中部地区大专、大学学历的比例较高，西部地区各学历比例较为接近；2007年的样本中，东、中、西部地区的各学历比例均相差不大；2013年的样本中，东部地区大学学历的比例较高。从行业特征上看，所在行业为第三产业的比例随学历增加而增加，大学中所在行业为第三产业的比例在2002年、2007年和2013年分别为82.86%、79.84%和86.15%。同时，三年中国有企业的员工比例随学历递增而递增，且增幅较为明显。从家庭特征上看，三年的样本中，父母的受教育程度均与子女的学历呈正向关系。父母的职业在四个学历组之间未呈现出明显的规律性。

通过样本数据的描述统计可以看出，初中、高中、大专和大学学历的工资确实呈现一定的差别，收入随着学历的提高而增加，说明教育确实可以提高个人的劳动收益率。但是，劳动收益率的增加究竟是由于个人接受教育提升了生产能力，还是“羊皮纸”效应的存在造成的？如果存在“羊皮纸”效应，不同学历下的“羊皮纸”效应是否存在差异？差异大小如何？随着高等教育的扩张，不同年份下的“羊皮纸”效应究竟有无变化？变化大小如何？对于这些问题，下文应用实证方法进行更加深入的检验。

## 四 实证分析

### （一）学历选择方程估计结果

通过有序probit方法对学历选择方程进行估计，结果如表3所示。根据表3中的回归结果，无论是2002年、2007年还是2013年，男性的学历都显著高于女性，但随着时间的推移，系数大小逐渐降低。同时，离校时的成绩、父亲的受教育程度和母亲的受教育程度对个人学历均具有显著的正向影响，成绩越好、父母的受教育程度越高，个人的学历越高。但父母的职业对个人学历的选择有所差别，2002年和2007年的样本中，与父亲职业为农民相比，父亲职业为工人或干部时，子女的学历会显著提高，而2013年的样本中，父亲的职业对个人学历并没有显著影响。但是，三组样本中，母亲的职业对子女学历的影响程度不大。2013年的样本中，与母亲职业为农民相比，母亲的职业为干部时，子女的学历会显著提高。

表3 有序 probit 模型估计结果

	2002 年	2007 年	2013 年
性别	0.1664 *** (0.0279)	0.0863 *** (0.0329)	0.0671 ** (0.0297)
父亲受教育年限	0.0309 *** (0.0042)	0.0420 *** (0.0046)	0.0469 *** (0.0050)
父亲职业 - 工人组	0.0972 *** (0.0335)	0.1205 ** (0.0490)	0.0230 (0.0479)
父亲职业 - 干部组	0.2586 *** (0.0408)	0.0784 * (0.0439)	-0.0390 (0.0450)
母亲受教育年限	0.0259 *** (0.0046)	0.0364 *** (0.0046)	0.0260 *** (0.0052)
母亲职业 - 工人组	0.0842 (0.0515)	0.0587 (0.0492)	0.0345 (0.0529)
母亲职业 - 干部组	-0.0667 * (0.0342)	0.0575 (0.0435)	0.1963 *** (0.0568)
离校时成绩	0.9636 *** (0.0140)	0.6567 *** (0.0236)	0.6559 *** (0.0127)
临界值 1	2.1955	2.2288	1.3442
临界值 2	4.3383	3.4410	2.6494
临界值 3	5.4737	4.2393	3.4009

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上统计显著。  
资料来源：根据 2002 年、2007 年和 2013 年 CHIP 数据计算得到。

### (二) 收入方程估计结果

根据有序 probit 模型的回归结果，以及模型 (5) 和模型 (6) 计算出各个样本的  $\hat{U}$ ，并加入模型 (7) 中。通过普通最小二乘法 (OLS)，分别对模型 (1)、模型 (2)、模型 (3) 和模型 (7) 进行了逐步回归，估计结果如表 4 所示。

以表 4 中列 (1) 和列 (2) 作为比较的基础，分别对模型 (1) 和模型 (2) 进行回归。列 (1) 为人力资本模型的回归结果，仅用受教育年限衡量教育变量，主要体现了教育的人力资本功能。根据回归结果，仅考虑教育的人力资本功能时，受教育年限每增加一年，2002 年、2007 年和 2013 年的个人工资将增加 7.24%、6.33% 和 8.57%，

表 4 收入方程估计结果

	(1)			(2)			(3)			(4)		
	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年
常数项	0.1060 (0.0382)	0.8717*** (0.0522)	1.2450*** (0.0483)	0.7047*** (0.0289)	1.4040*** (0.0413)	1.9940*** (0.0369)	0.3738*** (0.102)	1.1920*** (0.1468)	1.5267*** (0.1556)	0.3675*** (0.1029)	1.1050*** (0.1474)	1.5194*** (0.1554)
受教育年限	0.0724 (0.0027)	0.0633*** (0.0032)	0.0857*** (0.0033)	—	—	—	0.0357*** (0.0095)	0.0241* (0.0126)	0.0535*** (0.0143)	0.0335*** (0.0095)	0.0213*** (0.0126)	0.0496*** (0.0143)
高中学历	—	—	—	0.2339*** (0.017)	0.1680*** (0.0254)	0.2056*** (0.0235)	0.1711*** (0.0221)	0.1015*** (0.0292)	0.0555* (0.0327)	0.1829*** (0.0221)	0.2192*** (0.0374)	0.0934*** (0.0338)
大专学历	—	—	—	0.4965*** (0.0204)	0.4509*** (0.0291)	0.4752*** (0.0280)	0.3673*** (0.0330)	0.3314*** (0.0396)	0.2127*** (0.0480)	0.4611*** (0.0360)	0.5241*** (0.0551)	0.3081*** (0.0526)
大学学历	—	—	—	0.6893*** (0.0260)	0.6910*** (0.0318)	0.7237*** (0.0293)	0.5584*** (0.0431)	0.5469*** (0.0464)	0.3937*** (0.0575)	0.7236*** (0.0500)	0.8321*** (0.0734)	0.5342*** (0.0668)
工作经验	0.0228 (0.0025)	0.0276*** (0.0030)	0.0102*** (0.0010)	0.0207*** (0.0025)	0.0257*** (0.0030)	0.0098*** (0.0010)	0.0213*** (0.0025)	0.0260*** (0.0030)	0.0101*** (0.0010)	0.0211*** (0.0025)	0.0255*** (0.0030)	0.0102*** (0.0010)
工作经验平方/100	-0.0392*** (0.0071)	-0.0529*** (0.0080)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0317*** (0.0070)	-0.0478*** (0.0079)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0344*** (0.0070)	-0.0480*** (0.0079)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0337*** (0.0070)	-0.0469*** (0.0079)	-0.0005*** (0.0000)
性别	0.1486*** (0.0140)	0.2269*** (0.0020)	0.2594*** (0.1856)	0.1374*** (0.0140)	0.2215*** (0.0198)	0.2559*** (0.185)	0.3362*** (0.0616)	0.3476*** (0.0776)	0.4832*** (0.0756)	0.3393*** (0.0615)	0.3429*** (0.0774)	0.4795*** (0.0755)
东部	0.3113*** (0.0173)	0.4765*** (0.0267)	0.1985*** (0.0243)	0.3258*** (0.0171)	0.4778*** (0.0262)	0.1952*** (0.0243)	0.2357*** (0.0750)	0.3635*** (0.1086)	-0.0254 (0.1012)	0.2512*** (0.0748)	0.3551*** (0.1083)	-0.0234 (0.1010)
中部	-0.0937*** (0.0174)	0.0103 (0.0292)	-0.0487* (0.0250)	-0.1053*** (0.0172)	0.0324 (0.0287)	-0.0633** (0.0249)	-0.0461 (0.0744)	0.0899 (0.1123)	0.0181 (0.1035)	-0.0289 (0.0742)	0.0828 (0.1120)	0.0285 (0.1033)
行业	0.0833*** (0.1499)	0.0284 (0.0223)	-0.1052*** (0.0214)	0.0686*** (0.0149)	0.0086 (0.0220)	-0.1179*** (0.0214)	-0.2420*** (0.0659)	-0.0285 (0.0859)	-0.2230** (0.0889)	-0.2379*** (0.0657)	-0.0249 (0.0856)	-0.2252*** (0.0888)
所有制类型	0.3098*** (0.0161)	0.1944*** (0.0211)	0.0996*** (0.0217)	0.2880*** (0.0161)	0.1570*** (0.009)	0.0629*** (0.0221)	0.6609*** (0.0697)	0.3544*** (0.0795)	0.2391*** (0.0882)	0.6629*** (0.0695)	0.347*** (0.0793)	0.2224** (0.0882)

续表

	(1)			(2)			(3)			(4)		
	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年	2002年	2007年	2013年
健康状况	-0.0077 (0.0144)	0.0823*** (0.0216)	0.0998*** (0.0230)	-0.0124 (0.0142)	0.0647*** (0.0213)	0.1120*** (0.0229)	-0.0013 (0.0627)	-0.0362 (0.0850)	0.1276 (0.0938)	-0.0005 (0.0626)	-0.0404 (0.0848)	0.1358 (0.0936)
估计值 $\hat{U}$	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-0.0757*** (0.0117)	-0.1084*** (0.0216)	-0.0675*** (0.0153)
受教育年限 × 性别	—	—	—	—	—	—	-0.0174*** (0.0052)	-0.0109* (0.0063)	-0.0189*** (0.0061)	-0.0184*** (0.0052)	-0.0110* (0.0063)	-0.0188*** (0.0061)
受教育年限 × 东部	—	—	—	—	—	—	0.0075 (0.0063)	0.0094 (0.0088)	0.0178** (0.0082)	0.0058 (0.0063)	0.0097 (0.0088)	0.0175** (0.0082)
受教育年限 × 中部	—	—	—	—	—	—	-0.0048 (0.0062)	-0.0052 (0.0091)	-0.0064 (0.0086)	-0.0063 (0.0062)	-0.0042 (0.0090)	-0.0075 (0.0086)
受教育年限 × 行业	—	—	—	—	—	—	0.0285*** (0.0057)	0.0035 (0.0070)	0.0094 (0.0076)	0.0279*** (0.0057)	0.0031 (0.0070)	0.0093 (0.0075)
受教育年限 × 所有制类型	—	—	—	—	—	—	-0.0351*** (0.0062)	-0.0166*** (0.0064)	-0.0147** (0.0070)	-0.0352*** (0.0062)	-0.0163* (0.0064)	-0.0135* (0.0070)
受教育年限 × 健康状况	—	—	—	—	—	—	-0.0010 (0.0053)	0.0085 (0.0070)	-0.0023 (0.0081)	-0.0013 (0.0053)	0.0084 (0.0070)	-0.0033 (0.0081)
$R^2$	0.2605	0.2557	0.2219	0.2754	0.2836	0.2253	0.2834	0.2885	0.2348	0.2873	0.2925	0.2372

注：括号内为标准误；\*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上统计显著。  
资料来源：根据2002年、2007年和2013年CHIP数据计算得到。

且均在 1% 的水平下显著，教育具有一定的人力资本功能。三年相比，教育收益率先减后增加，2007 年较 2002 年降低了 0.91%，2013 年较 2007 年增加了 2.24%，说明教育的人力资本作用略有增加。列（2）为文凭效应模型的回归结果，显示了仅包含学历证书虚拟变量时，学历证书的作用效果。2002 年的样本中，高中、大专和大学学历的系数分别为 23.39%、49.65% 和 68.93%；2007 年的样本中，高中、大专和大学学历的系数分别为 16.80%、45.09% 和 69.10%；2013 年的样本中，高中、大专和大学学历的系数分别为 20.56%、47.52% 和 72.37%，且均在 1% 的水平下显著。根据回归结果，不考虑教育的人力资本功能，各学历水平下的“羊皮纸”效应均是显著的，且随着学历的增加，“羊皮纸”效应逐渐增强。同时，比较三年的研究结果发现，2007 年与 2002 年的样本比较，高中和大专的“羊皮纸”效应分别下降了 6.59% 和 4.56%，大学的“羊皮纸”效应增加了 0.17%；2013 年与 2007 年的样本比较，高中、大专和大学的“羊皮纸”效应分别增加了 3.76%、2.43% 和 3.27%。说明随着高等教育的扩张，高中、大专文凭的信号作用先有所减弱，近年来又有所增加，而大学文凭的信号作用一直在增强。

列（3）为混合模型的回归结果，同时包含受教育年限以及学历证书虚拟变量来表示受教育程度，并加入了受教育年限与性别、地区、行业、所有制类型、健康状况等控制变量的交叉项。与列（1）和列（2）相比，列（3）中的回归结果更能反映人力资本和文凭效应对工资的综合影响。2002 年高中、大专和大学变量的系数变为 17.11%、36.73% 和 55.84%，2007 年高中、大专和大学变量的系数变为 10.15%、33.14% 和 54.69%，2013 年则变为 5.55%、21.27% 和 39.37%，且均保持统计显著。2002 年、2007 年和 2013 年受教育年限变量的系数分别为 3.57%、2.41% 和 5.35%，且均显著。这说明，在综合考虑教育的人力资本效应和文凭效应，并控制了可观测的影响因素后，2002 年、2007 年和 2013 年各学历水平下的“羊皮纸”效应均是存在的；同时，教育的生产功能亦有所体现。列（4）列示了加入不可观测因素的估计值（ $\hat{U}$ ）后的回归结果。对于 2002 年的数据，根据回归结果，三年间  $\hat{U}$  前的系数分别为 -0.0757、-0.1084 和 -0.0675，且均在 1% 的统计水平下显著，说明样本确实存在偏差，加入不可观测因素的估计值后可以修正一些不可控制的因素。修正样本的自选择偏误后，教育的生产效应和文凭效应都略微增加，且都是显著存在的。2002 年高中、大专和大学的系数分别变为 18.29%、46.11% 和 72.36%，2007 年分别变为 21.92%、52.41% 和 83.21%，2013 年则分别变为 9.34%、30.81% 和 53.42%，并均在 1% 的水平下显著。这表明，2002 年、2007 年和 2013 年在高中、大专和大学群体中确实都存在



“羊皮纸”效应，且随着学历的增加，“羊皮纸”效应更为明显，2002年、2007年和2013年大学的“羊皮纸”效应分别为高中的3.96倍、3.80倍和5.72倍，这一结论与国外学者的研究结果一致。纵向比较三年的数据可以发现，各学历变量的系数呈现出先增加后下降的趋势，从2002年到2007年，高中、大专和大学的“羊皮纸”效应分别增加了3.63%、6.30%和10.85%，从2007年到2013年，高中、大专和大学的“羊皮纸”效应分别下降了12.58%、21.60%和29.79%。这说明，近年来各学历水平下的“羊皮纸”效应呈现出先增强后减弱，学历证书尤其是高等学历证书对收入的正向影响先增强，但近年来又有所下降。同时，2002年、2007年和2013年受教育年限的系数分别变为3.35%、2.13%和4.96%，并保持1%的统计显著性，说明教育的生产功能先减弱再增强，通过教育可以提升个人的劳动生产率，且这种效应在近年来逐渐增强。

## 五 结论

本文使用2002年、2007年和2013年的中国家庭收入调查数据，对比分析了中国高中、大专和大学群体中的“羊皮纸”效应。通过有序probit模型修正了样本的自选择偏误，并检验“羊皮纸”效应的存在性。结果表明，中国劳动力市场中确实存在“羊皮纸”效应，且“羊皮纸”效应的强弱与学历呈现正相关关系，高学历下的“羊皮纸”效应更强。但是，随着年份的推移，各学历下的“羊皮纸”效应呈现出先增加后降低的趋势，2007年的“羊皮纸”效应比较2002年有所增加，尤其是大学学历，而2013年的“羊皮纸”效应却较2002年和2007年均有所减弱。“羊皮纸”效应的存在支持了筛选理论，体现了学历证书对于收入的影响，但是，这一结论并不能否定人力资本理论，实证结果也体现了教育的生产功能，通过教育可以提升个人的劳动生产率，产出溢出的社会效益。但近年来，教育的生产能力先减弱又逐渐增加。

这一实证结果可以通过高等教育的扩张和劳动力市场的体制变化加以解释，高等教育与劳动力市场之间是相互联系的。从2002年到2007年，一方面，劳动力市场对高等教育发展具有一定的引领作用，由于改革开放后劳动力市场的需求结构发生了较大变化，技能偏好型的企业越来越多，需要更多受过高等教育的劳动力；同时，随着改革开放的深入，市场逐渐成为了资源配置的主要方式，劳动力在市场中的自主性不断增强，人们投资高等教育的热情不断高涨，这些原因使得高等学历的“羊皮纸”效应有所增强。另一方面，高等教育的扩张也引导劳动力市场的发展变化。首先，高等教育的扩张使得升学率提高，然而由于进入高等教育的门槛降低，很多人进入大专、大

学只为获得文凭和学历，并未真正利用这一平台学习知识，提高自身能力水平，因此两年相比教育的生产功能有所减弱。从2007年到2013年，一方面，随着科学技术的发展，人们越来越认识到个人能力对企业发展的重要性。个人的能力水平体现在日常工作的方方面面，工资的高低更多地与员工的业绩、能力相关，从而使得文凭对个人工资的影响越来越小，“羊皮纸”效应在近年来逐渐减弱。另一方面，“羊皮纸”效应的减弱意味着教育生产功能的增强。近年来，高等学校更加重视对学生的素质教育，提升人才培养水平，增强科学研究能力，服务经济社会发展，推进文化传承创新，从而建设创新型人才队伍。提升教育的生产功能，大大体现了高等教育的意义所在。

鉴于此，根据本文的研究结论，可以得到如下政策含义：对于个人而言，不能一味追求高文凭高学历，尽管在当代社会中，学历证书作为进入职场的一个门槛，必然发挥着不可忽视的作用，但是个人的能力水平才更是寻求工作甚至未来发展的关键，而且近年来对于这种能力的需求越来越强，因此，应充分利用学校的教育资源，真正学到知识，提升个人能力。对于企业而言，不应将毕业证书和文凭高低作为个人进入劳动力市场的唯一标准，而应该考察毕业生的综合能力，做到选贤与能，量才录用，避免“高分低能”的现象发生。对于政府而言，近年来，中国高等教育的扩张造成了文凭泛滥现象，使得高等教育学历证书的含金量大大降低，政府应该从教育的根本目的出发，在向大学生传授文化知识和专业技能的同时，进行素质教育，培养真正适应现代社会的高能力人才，建设更加规范和完善的教育体系。

## 参考文献：

- 李锋亮（2006），《教育的信息功能与生产功能：一个筛选理论实证检验方法的文献综述》，《中国劳动经济学》第2期，第153-183页。
- 刘巍（2003），《“人均受教育年限”三种计算方法的比较》，《北京统计》第6期，第19-20页。
- 沈红、张青根（2015a），《我国个人教育收益中文凭效应的计量分析》，《教育与经济》第1期，第29-36页。
- 沈红、张青根（2015b），《劳动力市场分割与家庭资本交互作用中的文凭效应》，《教育研究》第8期，第22-32页。
- 张建新、王晓艳（2014），《家庭背景对学生高等教育选择的影响——以云南不同经济

- 发展水平地州市5所中学为例》，《昆明理工大学学报（社会科学版）》第2期，第81-87页。
- Arrow, Kenneth (1973). Higher Education as A Filter. *Journal of Public Economics*, 2 (3), 193-216.
- Bauer, Thomas, Patrick Dross & John Haisken-DeNew (2005). Sheepskin Effects in Japan. *International Journal of Manpower*, 26 (4), 320-335.
- Belman, Dale & John Heywood (1991). Sheepskin Effects in the Returns to Education: An Examination of Women and Minorities. *Review of Economics and Statistics*, 73 (4), 720-724.
- Cameron, Stephen & James Heckman (1993). The Nonequivalence of High School Equivalents. *Journal of Labor Economics*, 11 (1), 1-47.
- Frazis, Harley (1993). Selection Bias and the Degree Effect. *Journal of Human Resources*, 28 (3), 538-554.
- Garen, John (1984). The Returns to Schooling: A Selectivity Bias Approach with a Continuous Choice Variable. *Econometrica*, 52 (5), 1199-1218.
- Hartog, Joop (1983). To Graduate or Not: Does It Matter? *Economics Letters*, 12 (2), 193-199.
- Hungerford, Thomas & Gary Solon (1987). Sheepskin Effects in the Returns to Education. *Review of Economics Studies*, 69 (1), 175-177.
- Layard, Richard & George Psacharopoulos (1974). The Screening Hypothesis and the Returns to Education. *Journal of Political Economy*, 82 (5), 985-998.
- Mora, Jhon (2003). Sheepskin Effects and Screening in Colombia. *Colombian Economic Journal*, 1 (1), 95-108.
- Olneck, Michael (1977). The Effects of Education. In Christopher Jencks, Susan Bartlett, Mary Corcoran, et al. (eds.), *Who Gets Ahead? The Determinants of Economic Success in America*. New York: Basic Books, pp. 159-190.
- Oosterbeek, Hessel (1992). Study Duration and Earnings: A Test in Relation to the Human Capital Versus Screening Debate. *Economics Letters*, 40 (2), 223-228.
- Park, Jin (1999). Estimation of Sheepskin Effects Using the Old and the New Measures of Educational Attainment in the Current Population Survey. *Economics Letters*, 62 (2), 237-240.

- Riley, John (1979). Test in the Educational Screening Hypothesis. *Journal of Political Economy*, 87 (5), S227 – 252.
- Schady, Norbert (2003). Convexity and Sheepskin Effects in the Human Capital Earnings Function: Recent Evidence for Filipino Men. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (2), 171 – 196.
- Shabbir, Tayyeb & Javed Ashraf (2011). Interpreting Sheepskin Effects of Investment in Schooling. *Pakistan Journal of Commerce & Social Sciences*, 5 (2), 60 – 69.

## Sheepskin Effects or Sample-Selection Bias?

Ma Yue<sup>1</sup> & Yan Min<sup>2,3</sup>

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics<sup>1</sup>;

School of Mathematics, Dongbei University of Finance and Economics<sup>2</sup>;

Center for Econometric Analysis and Forecasting, Dongbei University of Finance and Economics<sup>3</sup>)

**Abstract:** Using the urban household data of Chinese Household Income Project Survey in 2002, 2007 and 2013, and based on ordered probit model and two-stage sample correction model, this paper examines the sheepskin effects and their trends in China before and after the expansion of higher education. The results show that self-selection bias seriously underestimates the sheepskin effects, particularly in 2007. After controlling for the fitted value of unobservable factors, the sheepskin effects of high school, college and university groups are notable, and strengthen as education level increases. The sheepskin effects of high school, college and university groups in 2002 are 18.29 percent, 46.11 percent and 72.36 percent; in 2007 are 21.92 percent, 52.41 percent and 83.21 percent; while in 2013 are 9.34 percent, 30.81 percent and 53.42 percent. Finally, we make policy suggestions for the further development of China's edbiz from individual level, enterprise level and government level.

**Keywords:** sheepskin effects, self-selection bias, education

**JEL Classification:** J24, J31, I21

(责任编辑:周敏丹)