
上海人力资本贬值的计量 及其社会性成因的实证研究^{*1}

黄维德 柯迪 王达明

(华东理工大学商学院200237)

【内容摘要】：本文利用Johnson 收入方程以及上海企业科技人员的调研数据,对上海人力资本贬值率进行计量,将其对比国外学者的研究结果,发现上海的人力资本贬值状况比较严重。对上海人力资本贬值的社会性成因进行讨论,本文认为两大失衡体制——人力资本与物质资本的投资失衡以及人力资本存量与效益的失衡,是导致上海人力资本贬值的主要社会性因素。利用1992 — 2008 年上海的统计数据对上海人力资本贬值的社会性成因进行实证检验,本文得出研究结论,并给出相应政策建议以及研究不足。

【关键词】：人力资本贬值 Johnson 收入方程 社会性成因

【中图分类号】：F127 **【文献标识码】**：A **【文章编号】**：1005 — 1309(2013) 08 — 0101 — 014

一、引言

1960 年,舒尔茨(Schultz) 首先提出“人力资本”的概念,它指凝集在劳动者本身的知识、技能、健康及其所表现出来的劳动能力。在新增长理论中,人力资本被认为是经济增长的引擎(Lucas, 1988) 。在知识经济时代,科学技术迅猛发展,尤其是现代信息技术与网络技术的快速发展加速了知识更新与技术进步的步伐;同时组织专业化程度逐渐加深,知识密集型行业与高新技术行业的企业不断改变其管理理念、工作流程与技术技能等。这样的时代背景下,一个新的研究课题兴起——人力资本贬值(Human Capital Depreciation / Deterioration) 。人力资本贬值的概念早在20 世纪70 年代就已经提出(Moreh, 1973; Rosen, 1975) ,它指人力资本存量减少或人力资本盈利能力的降低(黄维德, 郝静, 2009) 。

我国平均人力资本存量一直较低,人力资本投资更是低于世界平均水平。在这种情况下,人力资本贬值的发生无疑成为一种“奢侈不起的浪费”(姚白羽, 2008) 。相当长的一段时间内,国内的相关研究极少考虑人力资本在使用过程中的效率问题,忽略了由低度使用所造成的人力资本贬值现象。人力资本贬值意味着人力资本积累效率的下降,意味着人力资本投资收益率的降低,对于个体素质的提高、组织绩效的改善以及国家地区的经济发展都会带来负面影响。此外,虽然近年来在国内有关人力资本贬值的研究开始出现,但是运用计量方法进行实证研究的文献却鲜有。基于此,本文将以上海为例,运用计量模型测算上海的人力资本贬值状况,并对上海人力资本贬值的社会性影响因素进行实证研究。

二、文献回顾

¹收稿日期: 2012 — 10 — 17

* **基金项目**：本文得到教育部人文社会科学研究规划基金项目“知识密集型服务企业人力资本贬值与岗位匹配的实证研究——基于胜任素质与激励机制视角”(项目编号: 11YJA630036) 的资助。

（一）人力资本贬值计量模型介绍

实证研究中人力资本贬值率通常是指个体人力资本价值的年均下降幅度，它既可能由人力资本存量减少引发，也可能由单位人力资本价值降低造成。现阶段国外贬值率计量研究均基于收入模型，通过构建人力资本与个体收入间动态变化关系，量化人力资本贬值对个人价值的负面影响。本文主要回顾两种目前国外学者常用的计量模型：

1. Mincer 收入方程

Mincer 收入方程，它由美国经济学家 Jacob Mincer 首次提出。一般形式 Mincer 收入方程缺陷在于未考虑工作中断对个人收入所产生的影响，而大部分人的工作经历通常是不连续的，典型情况如女性生育产假、适龄青年参加兵役等等，其对个人收入的影响已得到诸多学者的证实。针对上述问题，Mincer 对收入方程进行了细化处理，将个人工作经历拆分为多个阶段，并假设各时期人力资本投资收益率及人力资本贬值率都是固定的，从而得到修正后收入方程：

$$\ln Y_t = E_0 + (rs - \delta_s) + (rk_1 - \delta_1) \cdot e_1 + (rk_h - \delta_h) \cdot h + (rk_3 - \delta_3) \cdot e_3$$

其中，s 为教育时期；e1为职业前期；h 为职业中断期；e3为职业后期。自变量系数代表各时期人力资本投资净回报率，可由线性回归得到。根据理论假设，自变量h 系数应为负值，但由于参数难以分离，故不能做出对人力资本贬值率的准确估计，而只有在假设工作中断时期人力资本投资比例为0 的前提下，才能得到该时期人力资本贬值率数值。人力资本贬值率的不可识别性是 Mincer 收入方程在此类研究中的最大局限。

2. Johnson 收入方程

Jonhson 收入方程主要用来研究人力资本投资回报率，其基本形式为：

$$E(t, \beta) = B(t, \beta) + \int_0^t R(y, \beta) k(y, \beta) E(y, \beta) dy$$

其中，t 为人力资本投资时点； β 是个体特征向量； $E(t, \beta)$ 是个体在时点t 的收益能力——一个单位时间内从事生产经营活动所能获得的收入； $B(t, \beta)$ 为个体在时点t 的基础收益能力——个体在未进行人力资本投资情况下所拥有的收益能力； $R(t, \beta)$ 是人力资本投资回报率； $k(t, \beta)$ 表示人力资本投资产生的机会成本占收益能力的比重。

再引入人力资本贬值率 $\delta(t, \beta)$ 后，时点t 个人基础收益能力为：

$$E(t, \beta) = B(\beta) \exp \left[- \int_0^t \delta(u, \beta) du \right]$$

其中， $B(\beta)$ 为个体在时点 $t = 0$ 的基础收益能力，即进行人力资本投资前个人所拥有的“原始”收益能力。此时，人力资本投资回报总和在时点t 变为：

$$\int_0^t R(y, \beta) k(y, \beta) E(y, \beta) \cdot \exp \left[- \int_y^t \delta(u, \beta) du \right] dy$$

将上述二式相加得个体在时点 t 的收益能力:

$$E(t, \beta) = B(\beta) \cdot \exp \left[- \int_0^t \delta(u, \beta) du \right] + \int_0^t R(y, \beta) k(y, \beta) E(y, \beta) \cdot \exp \left[- \int_y^t \delta(u, \beta) du \right] dy$$

对上式进一步化解得到:

$$E(t, \beta) = B(\beta) \cdot \exp \left\{ \int_0^t \left[- R(u, \beta) k(u, \beta) - \delta(u, \beta) \right] du \right\} \quad (1)$$

为便于估计, 实证模型中对上式某些参数进行了简化处理。由于人力资本投资回报率 $R(t)$ 和人力资本投资比例 $k(t)$ 都是随时间变化的函数, 且在模型中以 $R(t) k(t)$ 的形式出现, 因此难以区分。为分离两者变化所产生对个人收益能力不同的影响, 现假设人力资本投资回报率是恒定的, 即 $R(t) = R$ 。对于人力资本投资比例 $k(t)$, 假设如下: 教育阶段, 由于个人只进行人力资本投资, 其机会成本等于个体收益能力; 工作阶段时, 人力资本投资强度逐年线性递减, 由此产生的机会成本也将随年龄的增长单调减少, 至退休时变为零。利用公式, 即表示为下列形式:

$$k(t) = \begin{cases} 1 & t \leq S \\ A - \frac{A}{(T - S)}(t - S) & t > S \end{cases}$$

t 为人力资本投资时点; S 为个体教育年限; T 为人力资本投资周期, 由正式教育开始, 至工作退休结束; A 为待估参数, 表示工作第一年的人力资本投资比例, 且 $0 < A < 1$ 。 t 、 s 、 T 三者关系如图1。

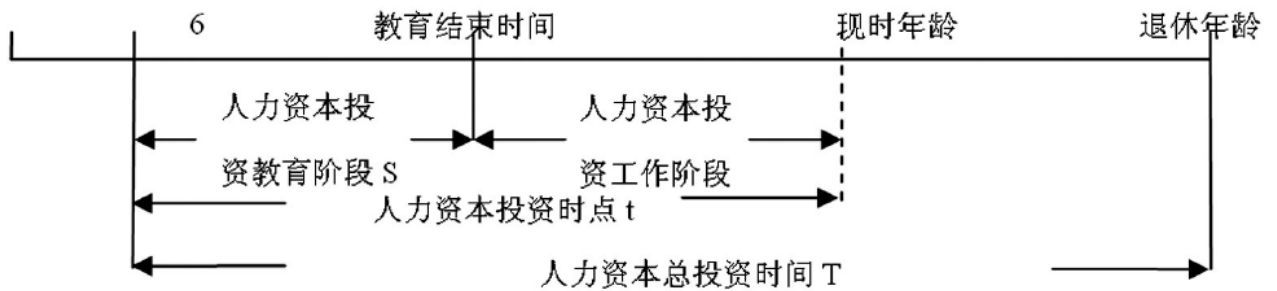


图 1 人力资本投资生命周期

此外，本文假设人力资本贬值率恒定不变，即 $\delta(t) = \delta$ ，同时个人实际收入应等于其收益能力减去人力资本投资所产生的机会成本，即：

$$Y(t) = (1 - k(t))E(t)$$

将上述所有假设代入式(1)，得到：

$$Y(t) = 0, \quad (t < S)$$

$$Y(t) = B \left[1 - A + \frac{A}{(T - S)}(t - S) \right] \cdot \exp \left[(R - \delta)S + (RA - \delta)(t - S) - \frac{RA(t - S)^2}{2(T - S)} \right] \quad (t > S)$$

等式两边同取对数，得到估计模型：

$$\ln Y(t) = \ln B \left[1 - A + \frac{A}{(T - S)}(t - S) \right] + (R - \delta)S + (RA - \delta)(t - S) - \frac{RA(t - S)^2}{2(T - S)} + \beta Z + u$$

其中， Z 为一组控制变量； β 为控制变量相关系数； u 为残差。

与Mincer 收入方程相比，Jonhson 收入方程未考虑工作中断情况，且对模型中各参数均作出了较强假设，不象前者那样更贴近现实，但其在贬值率计量方面操作性更强。

(二) 人力资本贬值影响因素的研究综述

纵观现有文献中有关人力资本贬值成因的研究，可以将这些成因因素分为自然性因素和社会性因素。所谓自然性因素是指引起人力资本贬值的自然客观规律，分为内部自然性因素和外部自然性因素；社会性因素指导致人力资本贬值的制度、政策等因素。

1. 自然性因素

内部自然性因素指引起人力资本贬值的个体自身因素。如年龄增长是导致人力资本贬值的重要因素（Arrazola, 2004; Krusell, 2008）。又如性别因素，Albrecht 等（1999），Gorlich 和De Grip（2008）研究发现男性人力资本贬值率高于女性；而Kunze（2002）的研究发现女性的人力资本贬值率更高。此外，个体的成就需要、控制点、自主性、兴趣等个性特征也会影响个体的人力资本贬值（Fossum, 1986）。

外部自然性因素指导致人力资本贬值的外部客观因素。区别于政策、制度等社会性外部客观因素，外部自然性因素具有不可逆性与不可完善性，如技术进步等。Groot（1998）发现科技进步与产业升级所带来的人力资本贬值率分别为23% 和34%。Neuman 和Weiss（1995）的研究发现，高科技行业（电力、化工、金属、采矿等行业）的员工比低科技含量行业（纺织品、轻工业、食品等行业）的员工人力资本贬值率高，这是由于高科技行业受技术进步的影响更大。

2. 社会性因素

社会性因素范围很广，可以大到宏观经济体制，小到微观企业制度。在微观方面，组织的结构与工作流程改变、组织的激励因素、组织文化等都是员工人力资本贬值的影响因素（Fossum, 1986; Pazy, 1996）。此外，工作内容、工作挑战性、支持员工学习的组织政策与管理实践等能缓解人力资本贬值的发生（Shearer 和 Steger, 1975; Aryee, 1991; Noe 和 Wilk, 1993; Stassen 和 Schlosser, 2008）。

在宏观方面，劳动市场制度的缺陷能引起的人力资本贬值，如美国劳动市场体制对劳动者就业缺乏保障，会导致组织专用性人力资本贬值（Wasmer, 2003），又如中国劳动市场的隔离制度会导致人力资本价值不能充分发挥，从而产生人力资本贬值（赖德胜, 2004; 姚白羽, 2008）；不合理的教育扩张政策也是人力资本贬值的重要成因，它导致过度教育或结构性失业，从而催生人力资本贬值（Rubb, 2003; 文东茅, 2005）；在经济投资体制上，总体经济投资重物质资本而轻人力资本的失衡态势会导致宏观人力资本投资不足，引发总体人力资本存量减少，从而加剧人力资本贬值（黄维德, 汤磊, 2010）。

三、上海人力资本贬值率的计量

（一）计量模型及数据来源

考虑到个人微观面板数据的难以获得性，本文决定采用采用 Johnson 收入方程估算上海地区的人力资本贬值。该模型对相关参数以及人力资本投资路径的简化假设使得截面数据同样能够用于人力资本贬值率的计量研究，其具体形式如下：

$$\ln Y(t) = \ln B \left[1 - A + \frac{A(t-S)}{T-S} \right] + (R - \delta)S + (RA - \delta)(t-S) - \frac{RA(t-S)^2}{2(T-S)} + \beta Z + u$$

其中， $\ln Y(t)$ 为个人收入的对数形式； B 为个体收益能力——一个体未进行人力资本投资情况下一定时间内从事生产经营所获收入； S 为个体教育年限； T 为人力资本投资周期，从正式教育开始至工作退休结束； t 为人力资本投资时点； A 为工作第一年个体的人力资本投资比例； R 为人力资本投资回报率； δ 为人力资本贬值率； Z 为个体特征向量； u 为残差。

在样本选择上，我们以上海地区的企业科技人员为研究样本。因为上海是我国的经济、金融和航运中心，人力资本高度集中，故该地区的人力资本贬值状况值得研究。此外，科技人员受到科技进步的影响比较大，属于知识密集型工作者，其人力资本贬值情况相比其他类型的工作人员是具有一定代表性的。

实证数据来源于笔者前期对上海企业科技人员的抽样调查。数据包含被调查者个人、工作、教育、年龄等各类信息，且样本覆盖上海所有辖区，因此数据具有较好的代表性。本文在剔除信息缺损样本后，最终得到1346组有效数据。表1为样本描述性统计情况。

被调查者平均年龄为35岁，近70%为男性。科技人员平均教育年限为15.73年，其中五成为本科，三成为大专，硕士及博士研究生分别占8.8%与1.7%。样本平均工资为37719.17元/年，人均职业流动次数为1.12次。被调查者来自民营企业的占47.3%，来自国有、独资与合资企业的分别占27.9%、9.29%及9.1%。拥有初级、中级、副高级及高级职称的个体分别占总数的21.8%、35.6%、10.8%及4.5%。

表 1

样本描述性统计

变量		均值(标准差)	变量		均值(标准差)
基本情况	年龄	35.07(10.74)	所有制类型	国有企业	0.2786(0.4483)
	男性	0.6865(0.4649)		民营企业	0.4733(0.4993)
	教育年限	15.73(1.72)		独资企业	0.0929(0.2902)
教育情况	中专	0.0817(0.2739)		合资企业	0.0914(0.2902)
	大专	0.3098(0.4624)	专业技术职称	初级职称	0.2184(0.4132)
	大学本科	0.5030(0.5000)		中级职称	0.3559(0.4788)
	硕士研究生	0.0884(0.2839)		副高级职称	0.1077(0.3100)
	博士研究生	0.0171(0.1296)		高级职称	0.0446(0.2064)
工作情况	收入(元/年)	37719.17(20997.56)	样本数		1346
	职业流动次数	1.124(1.276)			

数据来源:根据上海地区企业科技人员工作状况抽样调查数据整理而得。

(二) 数据结果分析

本文先对主要变量取值作进一步解释:模型中因变量为个人年收入,单位为元; T 为人力资本投资周期,从正式教育开始至工作退休结束。正式教育起始时间通常为7岁,退休年龄在我国一般不超过60岁。考虑到样本为科技人员,属于高级知识人才,到退休年龄时通常会被留用或返聘,其工作年限要高于普通劳动者。故本文同大多数学者一样,将退休时间设定为65岁,相对应的,人力资本投资周期为59年; S 为正式教育持续时间,等于个人受教育年限; t 为人力资本投资时点,数值上等于个人年龄减去6。利用非线性最小二乘法(NLS),本文得到模型各参数估计结果,如表2所示。

由于截面数据通常会带来异方差问题,为了使系数显著性判断更加稳健、可靠,表2括号内给出的是经异方差调整后的稳健性标准误。

回归方程1是对男性样本数据的处理结果,各参数均高度显著,表明Johnson收入方程同样适用于描述我国个人收入变化规律。模型中 $(\)$ 为人力资本贬值率,数值为0.062,说明男性不进行人力资本投资,其收益能力将年均下降6.2%; B 为个体原始收益能力,数值为9100.26,说明上海男性进行人力资本投资前最多可获9100.26元/年的收入; A 为工作第一年人力资本投资比例,工作初期男性由于人力资本投资所产生的机会成本将占个人收益能力的57.1%; R 为人力资本投资回报率,数值17.0%,表明男性个体在教育培训上多投入1元,其收益能力将增加0.17元。回归方程3是对女性样本数据处理的结果,其中初始收益能力及工作第一年人力资本投资比例略低于男性,分别为8434.18及0.5461;人力资本投资回报率及人力资本贬值率均高于男性,为17.8%及7.1%。

用收入方程法计算人力资本贬值率依赖于个体收入和人力资本间一一对应的变化关系,若不剔除其它因素对于个人收入的影响,各参数的估计将出现偏差。本文根据我国情况,选取对个人收入可能产生较大影响的专业技术职称(以无职称者作为对照组)及企业性质(以国有企业作为对照组)为控制变量,将它们代入收入方程,结果如回归方程2和回归方程4所示,具体见表2。

在第二次回归中,除基础收益能力 B 数据略有上升之,其余各参数数值均有减少。男女性人力资本贬值率分别为6.2%及6.9%,与之前结果相差不大;另外,不同性别人力资本投资回报率趋于一致,分别为15.9%及15.8%。同时控制变量系数显示,职称及企业性质对科技人员收入的影响均较明显。

目前,学术界尚未形成有关人力资本贬值程度的参照标准,故难以根据上文所得贬值率计算结果评价上海人力资本贬值总体情况。表3 是本文列举的国外学者计量人力资本贬值率所得结果。将本研究的计量结果对比表3 中的各计量数据,可以得到一些启示。本文计算的上海人力资本贬值率男性为6. 2%,女性7. 0%,在外国学者计量得到的结果中处于比较高的水平。与外国学者研究结果的不同可能部分源于在收入方程构建、样本选取、数据处理方面存在的差异,但也预示着上海人力资本贬值程度可能比较严重。

表 2 人力资本贬值率模型回归结果

变 量	回归方程 1	回归方程 2	回归方程 3	回归方程 4
主 要 参 数				
B	9100.259 *** (2037.365)	9293.379 *** (2305.156)	8434.179 ** (3269.137)	10017.15 ** (4207.573)
A	0.571369 *** (0.037793)	0.564908 *** (0.041247)	0.546146 *** (0.069258)	0.541334 *** (0.075838)
R	0.169588 *** (0.012756)	0.159247 *** (0.013367)	0.178090 *** (0.024777)	0.158151 *** (0.025719)
δ	0.062127 *** (0.007052)	0.061640 *** (0.007334)	0.070555 *** (0.016185)	0.069116 *** (0.016111)
控 制 变 量				
初级职称		0.098227 * (0.054221)		0.150723 ** (0.074776)
中级职称		0.161566 *** (0.051413)		0.201443 ** (0.077978)
副高级职称		0.281527 *** (0.072530)		0.412962 *** (0.123441)
高级职称		0.286121 *** (0.094149)		0.587315 *** (0.215147)
民营企业		0.076989 * (0.041051)		0.027286 (0.066412)
合资企业		0.074901 (0.066512)		0.201946 ** (0.098854)
独资企业		0.196850 *** (0.069346)		0.192680 * (0.098316)
修正后 R ²	0.190262	0.207011	0.120263	0.170035
回归标准差	0.539375	0.533768	0.555345	0.545929
Log likelihood	-738.6690	-725.4840	-348.5766	-337.7970
样本数	924	924	422	422

注: (1) ***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10% 统计学意义上显著;
(2) 括号内数字表示标准差。

四、上海人力资本贬值社会性成因的实证研究

（一）社会性成因探析及变量选择

随着上海人均期望寿命接近发达国家标准以及科技水平的不断提高，地域间由自然性因素导致的人力资本贬值差异并不明显。对上海人力资本贬值率高于发达国家原因的探究还得从社会性成因入手。上海在经济发展模式及社会制度建设方面与发达国家间还存在较大差距，而这很可能是造成上海人力资本贬值率偏高的主要原因。本文认为，在上海的经济发展中，两大失衡体制——人力资本与物质资本的投资失衡以及人力资本存量与效益的失衡，是导致人力资本贬值的主要社会性成因。

上海的传统发展模式存在“重物质资本投资而轻人力资本投资”的特征，导致总投资上人力资本与物质资本的投资失衡，是引发上海人力资本存量贬值的重要诱因。改革开放以来上海实行以物质资本投资为中心的粗放型发展模式，1978—1992年上海固定资产投资总额年均增长率19.98%，高于教育投资相应增幅4.5个百分点以上。固定资产与教育投资总量上的差距不断拉大，如图2。两者投资倍比由1978年的14.7倍扩大至1992年的25.4倍，其中1988年达最高的30.6倍。近年随着上海推进经济转型，固定资产与教育投资总量倍比由1993年32.6倍降至2008年的14.8倍、2009年的13.6倍，但相较世界人力资本优先积累地区7倍的投资倍比标准，上海仍未摆脱人力资本与物质资本的投资失衡局面。

表 3 人力资本贬值率计量结果

	数 据 来 源	贬 值 率	
		男 性	女 性
Johnson (1970)	1960 美国人口普查数据	4.6 ~ 13.3%	
Mincer, Polachek (1974)	美国工作情况调查数据	0.2 ~ 4.3%	
Johnson, Hebein (1974)	美国人口调查报告	1.0 ~ 3.4%	
Heckman (1976)	1960 美国人口普查数据	3.7 ~ 7.0%	
Haley (1976)	美国人口调查报告	0.5 ~ 4.3%	
Groot (1998)	英国家庭调查数据; 荷兰战略劳动力市场组织调查数据	13.6 ~ 21.0%	9.0 ~ 17.2%
Arrazola, Hevia (2005)	欧洲家庭调查数据	1.2%	
Wu (2007)	美国青年调查数据	11.6 ~ 18.1%	12.4 ~ 13.2%
G? rlich, Grip(2009)	德国经济社会调查数据	0.2 ~ 5.3%	
Weber(2009)	瑞士劳工调查	1.0%	1.8%

数据来源:根据相关文献整理得到。

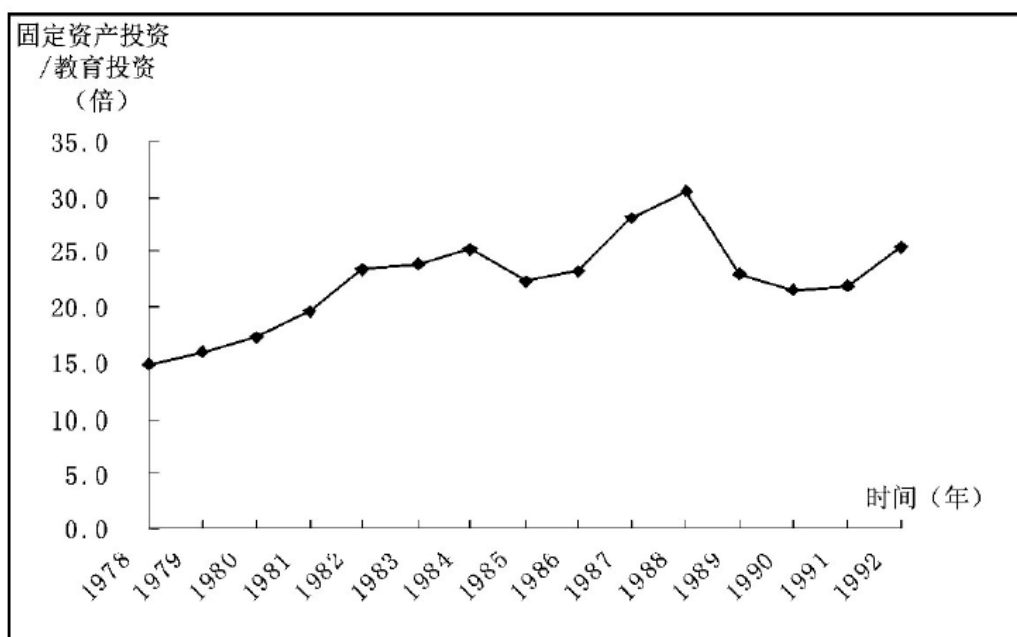


图2 1978-1992年上海固定资产投资总额与教育投资总量的倍比关系图

根据《上海市国民经济和社会发展历史统计资料(1949-2000)》，上海地方志办公室网站相关数据计算而得

上海发展模式上的“重人力资本要素功能而轻其效率功能”特征，造成了上海人力资本存量与效益的失衡。主要表现为人力资本在产业间配置失衡、高等教育扩招引致社会人才供求失衡等。该失衡是上海人力资本价值下降的主导诱因。

在人力资本在产业间配置失衡方面，上海已持续十多年推进“三、二、一”的产业结构调整，并开始由工业经济为主向服务经济为主的经济结构转型，但一些人由于劳动力市场制度隔离、知识技能转型受阻或个体择业偏好等因素，未进入新兴行业参与高附加值的知识劳动。不少具备高端人力资本的劳动者滞留于原行业从事相对低端的普通劳动。可见上海人力资本在产业间的配置，呈现传统行业过剩而新兴行业不足的失衡态势，这会使总体人力资本的生产效率和产出效益达不到应有的更高水平。表4以部分传统和新兴行业为例，对上海与美国的人力资本产业间配置做出比较。上海新兴行业的就业人数比重明显低于美国。

表 4

上海与美国的人力资本产业间配置比较

		上海(2009 年)		美国(2007 年)	
		就业人数(万人)	占总就业人口比	就业人数(万人)	占总就业人口比
新兴行业	咨询、商务服务业	55.46	5.21%	1562.1	10.70%
	金融业	22.11	2.08%	730.6	5.00%
	IT 行业	19.03	1.79%	388.5	2.66%
	旅游业	42.79	4.02%	958.2	6.56%
	文化体育娱乐业	11.99	1.13%	273.5	1.87%
传统行业	制造业	327.86	30.80%	1630.2	11.16%
	建筑业	89.34	8.39%	1185.6	8.12%

数据来源:根据《上海统计年鉴 2010》、《美国统计年鉴 2008》相关数据计算而得

在教育体制引致社会人才供求失衡方面,最典型的例子就是高校扩招。1999 年起,上海开始响应中央的“扩大高等教育规模”决策,到2008 年,上海高等教育的在校人数规模增至50.29 万人,是1999 年18.63 万人的近3 倍,年均增长率达11.67%,其中1999—2003 年高等教育在校总人数的年均增幅更是接近于20%。虽然近期教育部已发文控制高校招生人数,但前几年的扩招仍将起到滞后的影响作用。社会人才供求失衡一方面体现在人才质量的需求上,由于总体教育投资、教育软件投资的水平并未随扩招而有较大的提高,使得庞大的在学人数规模摊薄了有限的教育资源,导致高等教育的人才产出质量下降,与上海新一轮发展对高级知识科创人才的培养需求不相适应;另一方面在人才数量的需求上,长期大规模扩招会使高学历人才的供给大大超出劳动力市场的实际需求,引发“过度教育”和“高学历失业”的人才相对过剩问题。

综上,本文提出,上海的人力资本与物质资本的投资失衡,导致人力资本的存量相对贬值;人力资本存量与效益的失衡,致使人力资本的盈利能力相对贬值。

对此,本文将使用计量经济工具Eviews 和相关经济统计数据,对上海人力资本贬值的上述社会性成因进行实证检验。在研究变量选择上,自变量是上海传统发展模式下的两大失衡机制。人力资本与物质资本的投资失衡,我们以“物质资本投资总额÷人力资本投资总额(FHR)”作为其考察变量;人力资本存量与效益的失衡,则以“第三产业从业人数占就业总人口比重(ROT)”作为“人力资本在传统行业与新兴行业间配置失衡”的考察变量,以“高等教育每年新增的入学人数(STU)”作为“高等教育扩招与社会人才需求失衡”的考察变量。

因变量是上海的人力资本贬值状况。由于目前计量人力资本贬值率的收入方程法需要大样本微观个人的收入数据,本文中计量上海人力资本贬值率的数据只是一个年度的截面数据,且该数据只是一个对企业科技人员的抽样调查数据,不能代表整个上海人力资本贬值的状况,因此无法满足本文实证研究的需要。受限于数据,我们无法以人力资本贬值率直接表征本研究的因变量,而是以受教育年限法计算得出的上海“总体人力资本存量(HCV)”作为“人力资本存量贬值”的考察变量;并以“全员劳动生产率(OLP)”、“人均国内生产总值(AVG)”、“城镇登记失业率(UNEM)”三项指标作为“人力资本盈利能力贬值”的考察变量。

(二) 数据来源及处理

在研究的数据使用上,相关数据主要摘自于《上海统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国劳动统计年鉴》和《中国教育经费统计年鉴》。研究中的“物质资本投资总额”将以“固定资产投资总额”表示,为消除当年价格影响,对其使用固定资产

投资价格指数进行平减处理；“人力资本投资总额”以“教育投资总额”表示，对其使用商品零售价格指数进行平减处理；“全员劳动生产率（OLP）”和“人均国内生产总值（AVG）”则利用GDP平减指数进行处理。

我们将变量关系的考察时段定为1992—2008年，因为在该时间段，上海传统发展模式的两大失衡机制均有显著的表征。如“人力资本在产业间的配置失衡”问题，是在1992年上海开始推进“三、二、一”的产业结构调整逐渐产生和加重的；又如“高等教育的扩招”始于1999年，1992—2008年这一时间段涵盖了其整个发展历程；再如1992—2008年上海“人力资本与物质资本的投资失衡”亦较为突出。

（三）实证研究结果

1. 各变量的平稳性检验

由于研究中涉及的时间序列可能是非平稳的，因此在进行变量关系的回归分析之前，首先要对各变量的平稳性进行检验。我们使用ADF检验法（Augmented Dickey—Fuller Test）实施相关的检验，以10%作为考察的临界值。且为避免数据的剧烈波动，以及消除时间序列中存在的异方差现象，特对各变量指标进行了对数（Log）变换。平稳性检验的结果如表5所示：

表 5 各变量 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 值	10% 临界值	P 值	结论
Log(FHR)	-1.609170	-2.681330	0.4538	非平稳
Log(ROT)	-2.233098	-2.673459	0.2031	非平稳
Log(STU)	-2.129566	-2.690439	0.2371	非平稳
Log(HCV)	1.459598	-2.690439	0.9979	非平稳
Log(OLP)	-0.059488	-2.690439	0.9365	非平稳
Log(AVG)	-1.230266	-2.681330	0.6319	非平稳
Log(UNEM)	-0.954864	-2.681330	0.7405	非平稳

表5结果显示，各时间序列均是非平稳的，由此，研究中所显示的回归亦可能是伪回归。为防止这类情况发生，我们将对自变量与因变量之间是否存在协整关系进行考察。而在协整检验之前，先要保证各变量是同阶单整的。因此，本研究对各变量的二阶差分序列进行了单位根检验，结果如表6所示：

表 6

各变量二阶差分 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 值	10% 临界值	P 值	结论
Log(FHR)	-3.857202	-2.690439	0.0130	平稳
Log(ROT)	-9.940407	-2.690439	0.0000	平稳
Log(STU)	-4.262166	-2.690439	0.0063	平稳
Log(HCV)	-5.053710	-2.713751	0.0023	平稳
Log(OLP)	-5.552173	-2.701103	0.0009	平稳
Log(AVG)	-3.943058	-2.690439	0.0112	平稳
Log(UNEM)	-2.923848	-2.690439	0.0676	平稳

表6 数据显示，各变量的二阶差分序列均是稳定的，即各变量均服从二阶单整，记为 $I(2)$ 。在此基础上，将进一步开展变量关系的协整检验。

2. 变量关系的协整检验

我们将采用Engle 和Granger(1987) 提出的协整检验方法来开展变量关系的协整检验。Engle和Granger 认为，若因变量和自变量之间存在稳定的均衡关系，那么因变量不能被自变量所解释的部分，即残差序列，应该是平稳的。因此，检验一组变量之间是否存在着协整关系，等价于检验方程的残差序列是否是一个平稳序列。若残差序列是非平稳的，那么变量之间不存在协整关系，回归方程的设定也是不合理的。由此，为确保回归方程的合理性，我们将对所涉及的各回归方程的残差序列进行单位根检验。

以1992 — 2008 年为考察时段，对上海人力资本贬值及其社会性成因的各有关变量进行回归分析，结果如表7 所示。

表 7 1992 - 2008 年上海人力资本社会性贬值及其成因的回归分析

	回归方程 1	回归方程 2	回归方程 3	回归方程 4
因变量 自变量	Log(HCV)	Log(OLP)	Log(AVG)	Log(UNEM)
Log(FHR)	-0.611533 ** (-2.475135)	-0.348816 *** (-3.123157)	-0.242137 * (-2.065607)	-0.454422 *** (-3.312949)
Log(ROT)		2.004089 *** (11.20356)	2.279438 *** (12.14104)	0.079694 (0.346452)
Log(STU)		-0.084953 ** (-2.685311)	-0.103141 *** (-3.106256)	0.138625 *** (4.069622)
AR(1)	1.3102034 *** (6.053670)			1.219182 *** (9.757286)
AR(2)	-0.633341 ** (-3.043810)			-0.723244 *** (-7.134630)
常数项	10.96122 *** (14.88080)	12.07099 *** (40.96314)	12.16211 *** (39.32314)	2.660841 *** (7.762398)
R ²	0.818846	0.977412	0.976578	0.982182
调整后 R ²	0.758461	0.972199	0.971173	0.972283
Durbin-Watson 检验量	1.839021	1.483095	1.378964	2.528485
F 值	13.56048	187.5059	180.6776	99.22197
Prob	0.000	0.000	0.000	0.000

注: “()” 括号内数据表示相应 t 值, “*”、“**”、“***” 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

鉴于考察时段的跨度较长, 回归可能存在序列自相关问题, 因而需要对模型的自相关问题进行专门的检验。我们观察了回归方程的残差序列图, 发现方程1、4 的残差序列可能存在自相关, 因此利用AR(p) 模型对其进行修正, 并根据残差序列图, 确定了p 的数值。随后, 进一步对各回归方程进行Breush — Godfrey LM 检验(p = 2), 结果如表8 所示。其中, 各回归方程Breush — GodfreyLM 检验所显示的p 值均显著大于10% 的临界值, 因此可以接受LM 检验关于残差序列不具有序列相关性的原假设, 认为回归方程不存在序列自相关问题。

在完成序列相关性检验后, 还需对各回归方程的残差序列进行单位根检验。在此, 仍采用ADF 检验法实施有关的检验, 以10%作为临界值。经检验, 各回归方程的残差序列均是平稳的(如表9 所示), 证明变量之间确实存在协整关系, 回归方程的设定以及分析得出的数据均是合理可信的。

3. 数据结果分析

由表7 和表9 数据可见, 各回归方程的F 值所对应的P 值均小于0. 1, 表明这些回归方程在统计学意义上都是成立的。且各回归方程的修正后R²值均在0. 7 以上, 说明自变量对因变量有着较好的解释力。在回归方程1 上, 自变量Log(FHR) 对于因变量Log(HCV) 的回归系数为- 0. 611533, 其在5%水平下显著, 意味着当物质资本与人力资本的投资倍比增加1% 时, 人力资本的存量会贬值约0. 61%。由此证实, 人力资本与物质资本的投资失衡会导致人力资本的存量贬值, 其发生机理在于: 人力资本的形成积累和维护更新主要依靠人力资本投资, 长期重物投资而轻人力投资的失衡, 会使人力资本投资不足, 从而引致人力资本存量的积累不足、维护不力, 即人力资本存量贬值。

表 8

序列自相关检验结果

	F - statistic	Obs* R - squared
回归方程 1	0.501007(0.626103)	1.627862(0.443113)
回归方程 2	0.423392(0.665055)	1.215125(0.544677)
回归方程 3	0.506290(0.616113)	1.432986(0.488462)
回归方程 4	1.605321(0.266783)	4.716611(0.094580)

注: 表格括号内数据均表示相应的 p 值。

表 9

各回归方程残差 ADF 单位根检验结果

变量	ADF 值	10% 临界值	P 值	结论
回归方程 1	-3.266119	-2.713751	0.0410	平稳
回归方程 2	-3.255648	-2.673459	0.0353	平稳
回归方程 3	-3.184542	-2.673459	0.0402	平稳
回归方程 4	-5.375636	-2.681330	0.0008	平稳

在回归方程2、3 上, 因变量Log(OLP) 、Log(AVG) 分别代表我们对人的生产效率和产出效益的考察。计量结果显示, 自变量Log(ROT) 与两大因变量均呈高度显著的正相关, 回归系数分别为2. 004089 和2. 279438。这表明当人力资本在传统行业与新兴行业之间配置失衡, 而使得第三产业从业人数比重(ROT) 偏低时, 人的生产效率(OLP) 和产出效益(AVG) 会相应降低, 其原因在于, 人力资本集中配置于低附加值的传统行业而非高附加值的新兴行业, 致使其生产上的效率功能得不到充分发挥, 导致人力资本实现价值的贬损。另一方面, 自变量Log(STU) 与两大因变量均呈显著的负相关, 回归系数分别为- 0. 084953 和- 0. 103141, 可见高等教育的过度扩招, 会使人的生产效率和效益发生下降, 其成因可能有二: 一是扩招导致高等教育培养的人才质量降低; 二是扩招使得高学历人才培养过剩, 致使其难以合理就业, 即无法找到合适的实现人力资本价值的平台, 引致人力资本贬值。

在回归方程4 上, 自变量Log(ROT) 对因变量Log(UNEM) 的影响并不显著。自变量Log(STU) 与因变量Log(UNEM) 呈高度显著的正相关, 回归系数为0. 138625, 表明高等教育扩招与社会人才需求的失衡, 会引发“高学历失业”问题而造成社会失业率的上升, 人力资本的闲置使得其价值贬损。与之相对, 自变量Log(FHR) 与因变量Log(UNEM) 呈显著的负相关, 说明物质投资规模的增大有助于降低失业率, 原因在于经济规模的扩大会提升社会的就业容量。然而, 人能够就业, 并不代表人都实现了合理就业, 长期重物质投资而轻人力投资的失衡, 会使人即使就业亦可能只是充当生产的劳动力要素, 这一点在回归方程2、3 上有所表征: 自变量Log(FHR) 与因变量Log(OLP) 、Log(AVG) 均呈显著的负相关关系。

五、结论与讨论

(一) 本文结论与政策建议

本文运用Johnson 收入方程及上海企业科技人员抽样调查数据, 计算得到上海企业科技人员的人力资本贬值率为: 男性贬值6. 2%, 女性贬值7. 0%。对比其他发达国家相关研究的结果, 上海企业科技人员的人力资本贬值率很可能处于较高水平。

本文还对上海人力资本贬值的社会性成因进行了实证研究。研究发现:

首先，由于重物质资本而轻人力资本的经济投资体制引致的人力资本存量贬值。对此，上海政府应以世界发达国家人力资本优先积累模式的投资结构——物质资本七倍于人力资本的投资倍比标准为目标，将投资重心逐渐由物质资本向人力资本倾斜。努力扩大诸如教育投资、医疗卫生服务投资等人力资本投资的规模，逐步缓解诸如固定资产等物质资本投资规模相对人力资本投资规模失衡的局面。平衡人力资本与物质资本投资倍比，一方面需要政府合理调整财政支出结构、扩大财政预算等；另一方面政府可以制定合理的政策引导社会力量扩大人力资本投资规模，如鼓励民间资本参与、强制提高企业的员工培训费用提取比例指标等，从而抑制人力资本存量贬值的态势。

其次，由于产业间人才配置失衡，阻碍人的生产效率和产出效益的提高，从而导致的人力资本价值实现的贬损。对此，上海政府须把握人才的供需状况及发展趋势，使之与产业结构的发展规划相适应。同时，政府还应致力于打破劳动市场的隔离体制，配合产业调整与升级规划出台相应优惠政策，引导相应人才从传统产业部门流向新兴产业部门，充分发挥人力资本的效率功能，遏制人力资本价值实现贬损现象的发生。

最后，因为高等教育扩招与社会人才需求的失衡，限制提高人的生产效率和产出效益，制约了社会充分就业，从而发生人力资本低度使用乃至闲置，导致人力资本贬值。对此，上海政府应积极响应教育部最新发布的意见，控制高校扩招幅度。同时，保证教育质量，使高等教育与产业规划相匹配；并进一步加强对职业教育的投资，通过建立紧缺人才职业教育培训基地，依托高校和社会，对教育培训服务实行购买或委托，使得社会人力资本供给与产业人力资本需求相适应，防止因未充分就业而引致人力资本贬值的发生。

（二）研究不足

本研究存在以下不足：

第一，利用截面数据及Johnson 收入方程法计量人力资本贬值存在缺陷。利用收入方程法计算人力资本贬值率不足之处在于难以完全剔除其它因素对个人收入的影响，特别是个人收入增长的自然效应及个体天生能力对收入的影响。本文使用上海的一个截面数据来进行人力资本贬值率的计量，势必受到个人收入自然增长效应的影响，未来可以采用面板数据进行研究。此外，甚至可以尝试对人力资本贬值的计量模型进行改进，乃至探索新方法。

第二，对人力资本贬值状况影响因素的实证研究还有待进一步深入。受限于数据与方法，目前为止很难直接以人力资本贬值率为因变量对其发生机制进行实证检验，未来我们期待统计数据的公开与完善以及新方法的开发，能使这一问题得到解决。同时，有必要更深入地探讨导致人力资本贬值发生的社会性成因，相关的实证证据是构建人力资本贬值预防机制的重要基础。

参考文献：

1. Albrecht, J. W. , Edin, P. — A. , Sundstr?m, M. , Vroman, S. B. . Career Interruptions and Subsequent Earnings:A Reexamination Using Swedish Data', Journal of Human Resources, 1999, 34(2) : 294 — 311.
2. A. Pazy. Concept and career — stage differentiation in obsolescence research[J]. Journal of Organizational Behavior, 1996, 17(1) : 59 — 78.
3. Arrazola, M. de Hevia, J. More on the Estimation of the Human Capital Depreciation Rate [J] . Applied Economics Letters, 2004, 11(3) : 145 — 148.
4. Arrazola, M. , de Hevia, J. , Risueno, M. , Sanz, J. F. . A Proposal to Estimate Human Capital Depreciation: Some

Evidence for Spain. Hacienda Publica Espanola — Revista de Economia Publica, 2005, 172(1) : 9 — 22.

5. Fossum, J A, Arvey, R D, Paradise, C A, and Robbins, N E. Modeling the skills obsolescence process: A psychological/economic integration [J] . Academy of Management Review, 1986, 11(2) : 362 — 374.

6. Grlich, D. , Grip, A. D. . Human capital depreciation during home time [M] . Oxford University Press 2008.

7. Groot, W. . Empirical Estimates of the Rate of Depreciation of Education [J] . Applied Economics Letters, 1998, 5(8) : 535 — 538.

8. Haley, W. J. . Estimation of the Earnings Profile from Optimal Human Capital Accumulation[J]. Econometrica, 1976, 44(6) : 1223 — 1238.

9. Heckman, J. J. A Life — Cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption [J] . Journal of Political Economy, 1976, 84(4) : S11 — S44.

10. J. Moreh. Human Capital: Deterioration and net investment [J] . 1976, 19(3) : 279 302.

11. Johnson, T. , Hebein, F. J. . Investments in Human Capital and Growth in Personal Income 1956 — 1966 [J] . American Economic Review, 1974, 64(4) : 604 — 615.

12. Johnson, T. . Returns from Investment in Human Capital [J] . American Economic Review, 1970, 60(4) : 546 — 560.

13. Kunze, A. . The timing of careers and human capital depreciation [R] . Discussion Paper No. 509, 2002, IZA, Bonn.

14. Lucas, R. . On the mechanics of economic development [J] . Journal of Monetary Economics, 1988(22) : 1 — 5.

15. Mincer, J. , Polachek, S. W. . Family Investments in Human Capital: Earnings of Women [J] . Journal of Political Economy, 1974, 82(2) : 76 — 108.

16. Neuman, S. , Weiss, A. . On the Effects of Schooling Vintage on Experience — Earnings Profiles: Theory and Evidence [J] . European Economic Review, 1995, 39(13) : 943 — 955.

17. R. A. Noe, S. L. Wilk. Investigation of the factors that influence employees' participation in development activities [J] . Journal of Applied Psychology, 1993, 78(2) : 291 — 302.

18. R. L. Shearer, J. A. Steger. Manpower obsolescence: A new definition and empirical investigation of personal variables [J] . Academy of Management Journal, 1975, 18(1) : 63 — 75.

-
19. Rosen, S. . Measuring the obsolescence of knowledge [A] . in Thomas Juster (Ed.) . Education, income, and human behavior [C] . New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
20. Rubb. S. Over — education in the labor market: a comment and reanalysis of a meta — analysis [J] . Economies of Education Review, 2003 (22) : 621 — 662.
21. S. Aryee, Combating obsolescence: Predictors of technical updating among engineers [J] . Journal of Engineering and Technology Management, 1991, 8(2) : 103 — 119.
22. Stassen & Schlosser. Benefits of a supportive development climate for older workers [J] . Journal of Managerial Psychology, 2008, (4) : 419 — 437.
23. Wasmer, E. Interpreting European and US labour market differences: The specificity of human capital investments [EB/OL] . Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 3780, London. <http://www.iza.org/essle/essle2002/Wasmer.pdf>. 2003.
24. Weber, S. . Human capital depreciation and education level: some evidence for Switzerland [C] in Annual conference of the Society of Labor Economists (SOLE) , Boston (USA) , 2009.
25. Wu, H. . Can the Human Capital Approach Explain Life — Cycle Wage Differentials Between Races and Sexes? [J] . Economic Inquiry, 45(1) : 24 — 39.
26. 黄维德, 汤磊. 上海人力资本投资状况研究——以上海地方政府教育投资为例 [J] . 上海经济研究, 2010(8) : 105 — 112.
27. 黄维德, 郗静. 人力资本贬值研究评介 [J] . 外国经济与管理, 2009, 31(12) : 16 — 24.
28. 赖德胜. 大学毕业生就业难的人力资本投资效应 [J] . 北京大学教育评论, 2004(4) : 13 — 15.
29. 文东茅. 我国高校扩招对毕业生就业影响的实证分析 [J] . 高等教育研究, 2005, 26(4) : 25 — 30.
30. 姚白羽. 对过度教育成因的一个解释——分割劳动力市场的视角 [J] . 世界经济情况, 2008, (11) : 61 — 65.