

# 出口贸易与学历误配：缓解还是加剧？ ——基于多工具变量法的经验研究

陈昊

(对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029)

**摘要:**文章计算了我国分行业的学历误配指数,并运用多工具变量法考察了出口贸易对学历误配的影响。研究表明,出口贸易水平的提高显著降低了行业的学历误配指数,即出口贸易有利于缓解高学历劳动力从事低技术行业的现象。基于以上研究,文章认为实行行业对外开放政策有助于减少学历误配带来的效率损失,优化劳动力资源配置。

**关键词:**出口贸易;学历误配;多工具变量法

**中图分类号:**F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2014)03-0042-10

## 一、引言

从理论上说,劳动力市场最优效率的实现必须满足“人尽其才,物尽其用”的要求,即高学历、高技能劳动力进入高技术行业,从事高技能工作或管理工作;中低学历、中低技能劳动力进入中低技术行业,从事中低技能工作。而近年来高学历劳动力从事低技术工作已经成为中国劳动力市场上的普遍现象,Boothby(1999)将这种现象称为“工作—学历误配”(job-education mismatch),并严格定义为“需要高技术的工作没有吸引足够的高学历劳动力”。<sup>①</sup>从最直接的角度来说,工作—学历误配无疑会显著降低就业和生产效率(Hartog, 2000)。此外,工作—学历误配在很大程度上会导致“工资—学历误配”(wage-education mismatch),即高学历劳动力无法获得相应水平的工资(Bauer, 2002)。本文只考察工作—学历误配,后文若无特殊说明,均将“工作—学历误配”简称为“学历误配”。

系统描述学历误配的开创性研究,如Hersch(1991)认为高学历劳动力对现有的工作条件容易产生不满,而高技术工作又往往呈现长期持续枯燥的特征,因而高学历劳动力自主选择从事低技术工作;Alfonso(1993)则通过考察西班牙分行业工人的数据,指出社会提供的“过度教育”造成就业者学历普遍提高,而工作经验和能力却受到限制,因而他们往往难以从事高技术工作,从而造成学历误配。这两篇文献是最早系统研究学历误配的经济文献。其后,Allen和Rolf(2001)详细考察了广义学历误配的三种具体形式:工资误配效应、工作搜寻误配和工作满意程度错配,并进一步研究了学历误配与技能误配之间的关系。他们认为,高学历劳动力之所以往往选择低技能工作,是因为他们的技能模式和知识结构与现实的高学历工作往往存在差异,且高学历的人力资本效应导致高学历劳动力很难在公司中获得技能培训的机会。

收稿日期:2014-01-02

作者简介:陈昊(1987—),男,江西赣州人,对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员。

Bender 和 Heywood(2008)则专门考察了造成拥有博士学位的劳动者出现学历误配的原因和背景,在衡量博士就业者生产率的基础上实证检验了他们对工作不满意度提高的原因,指出科学技能的程式化是造成学历误配的根本性原因,而对科学技能的过分程式化掌握和理解则是高学历劳动力特有的潜质。最具启发的研究成果当属 Nordin 等(2010)对工作—学历误配收入补偿的讨论,他们发现男女高学历劳动者都普遍集聚在低技能岗位的原因是高技能工作不能提供令人满意的“收入补偿”,而高学历劳动者往往又更偏好具有稳定收入的工作。国内学者如汤宝波(2005)构建了信息不对称的贝叶斯博弈模型,指出信息不对称是造成学历误配的根本原因,陈昊(2011)则从风险规避的角度论证了高学历劳动者普遍追求稳定收入的微观机理,并对 2004—2009 年分行业面板数据进行了实证分析。研究表明,工作收入的波动也是造成学历误配的重要原因之一。

综上所述,我们发现国内外学者普遍认为教育与信息不对称是造成学历误配的重要原因,但是与封闭条件下对学历误配原因的探讨已经呈现如此丰富的成果相比,开放条件下的学历误配问题则很少有人涉及,换言之,学者们未关注到出口贸易对学历误配可能产生的影响,这是本文选题的初衷。在测量学历误配指数并引入对外贸易的基础上,实证研究出口贸易与学历误配的关系,以便能够在开放条件下讨论学历误配的成因。

## 二、学历误配指数与分行业出口贸易规模

### (一)学历误配指数

根据 Hersch(1991)提出的学历误配指数计算标准,归一化处理后可得:

$$EM_{it} = 1 + \left( \frac{h_H}{h_H + h_L} \right) - \left( \frac{GDP_{it}}{GDP_t} \right) \quad (1)$$

其中, $EM_{it}$ 表示第*i*个行业*t*时期的学历误配指数, $h_H$ 与 $h_L$ 分别表示该行业在该时期的高、低学历劳动力人数。当然,不同学历劳动力的规模在很大程度上取决于高学历劳动力的划分标准,由于传统劳动经济学将学历“四等分”,一般认为“高中及以上学历”即可认定为“高学历”,表1及后文主体实证部分也均依照此分类标准。但是近年来学历贬值已经成为普遍现象,高学历划分标准逐渐提高以后,学历误配指数将会发生显著变化,因此严格来说还需要检验提高划分标准后出口贸易与学历误配的相关关系。受篇幅所限,本文并没有就此展开讨论,这将是后续研究的重点。

分行业学历误配指数的计算结果见表1和图1。需要说明的是,本文所使用的数据来源于《中国劳动统计年鉴》、《中国统计年鉴》、《中国第三产业统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》和《中国服务贸易统计》。其中,《中国劳动统计年鉴》“按行业、性别分的城镇就业人员受教育程度构成”表中报告了分行业不同学历劳动力的比重,而通过《中国统计年鉴》中“分行业增加值”一表则可以计算出不同行业增加值的占比情况。表1和图1展示了我们感兴趣的一系列结论:首先,占有相当比重的行业基本上呈现学历误配程度逐年缓慢递增的趋势,只在中间的个别年份略有波动,代表性行业有农、林、牧、渔业、采矿业和建筑业等;其次,一些知识型或技能型的服务行业(这些行业往往提供波动显著的报酬),如金融业、信息传输和软件服务业在2004—2011年的绝大部分时间内保持稳定波动,但在2011年学历误配程度却显著降低;最后,一些非技能型的服务行业(这些行业往往提供较为稳定的报酬),如文化、体育和娱乐业及公共管理和社会组织在2011年学历误配程度显著提高。据此,我们可以将行业按照学历误配程度变化趋势的不同划分为三类:第一类是在观察期虽有小幅波动,但呈现缓慢增长趋势的行

业,这类行业往往属于第一、第二产业,收入波动较小,且不需要很高的从业人员技能。第二类是在观察期大部分时间内保持稳定或小幅波动,但近年来学历误配程度显著提高的行业,这类行业往往属于服务业,且对从业人员的技能要求并不高,报酬波动也较小。第三类是在观察期大部分时间内保持稳定或小幅波动,但近年来学历误配程度显著降低的行业,这类行业虽然也往往属于服务业,但是对从业人员的知识和技能要求较高,属于一般意义上的高新技术行业或高知识服务业。

表1 2004—2011年分行业学历误配指数

行 业	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年
农、林、牧、渔业	0.916	0.927	0.937	0.944	0.950	0.956	0.963	0.969
采矿业	1.154	1.218	1.233	1.227	1.214	1.211	1.309	1.327
制造业	0.972	0.934	0.950	0.953	0.964	0.969	0.974	1.030
电、气、水生产供应	1.540	1.601	1.631	1.626	1.626	1.629	1.650	1.659
建筑业	1.132	1.131	1.156	1.137	1.132	1.121	1.118	1.146
交通运输、仓储邮政	1.289	1.261	1.279	1.275	1.288	1.298	1.302	1.367
信息传输、软件	1.720	1.742	1.749	1.736	1.735	1.733	1.772	1.455
批发和零售业	1.226	1.260	1.278	1.268	1.276	1.274	1.292	1.329
住宿和餐饮业	1.210	1.236	1.256	1.249	1.249	1.259	1.256	1.310
金融业	1.637	1.835	1.822	1.803	1.800	1.812	1.816	1.688
房地产业	1.706	1.586	1.607	1.577	1.533	1.538	1.514	1.595
租赁和商务服务业	1.395	1.624	1.611	1.613	1.642	1.632	1.624	1.663
科学研究、技术服务	1.784	1.809	1.831	1.806	1.784	1.706	1.827	1.798
水利环境公共设施	1.622	1.485	1.538	1.467	1.454	1.464	1.448	1.548
居民与其他服务	1.240	1.212	1.231	1.246	1.273	1.266	1.246	1.308
教育	1.895	1.862	1.870	1.863	1.853	1.852	1.862	1.785
卫生社保社会福利	1.756	1.773	1.786	1.791	1.795	1.784	1.815	1.783
文化、体育和娱乐业	1.674	1.637	1.620	1.610	1.587	1.608	1.624	1.733
公共管理、社会组织	1.822	1.776	1.799	1.784	1.780	1.785	1.774	1.815

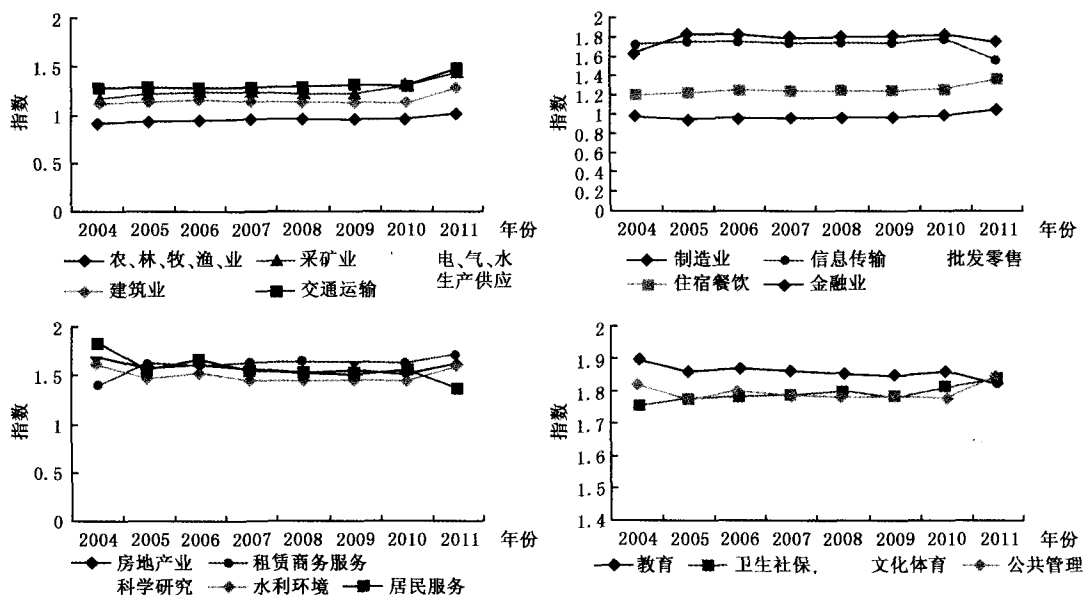


图1 分行业学历误配指数及变动趋势

## (二)分行业学历误配程度与指标统计

表2报告了根据以上论述划分的三类行业的指标统计情况,结果基本印证了我们的初步设想:首先,学历误配指数在观察期只有小幅波动,但基本维持缓慢增长的第一类行业确实是从业人员学历最低的行业,表现为第一类行业的大专及本科以上劳动力比重显著低于其他两类行业,而近年来学历误配程度显著降低的第三类行业拥有最多的高学历劳动力;其次,近年来学历误配显著降低的第三类行业确实提供了最高的工资,同时第一、第二类行业的工作收入水平差距很小,虽然它们存在较为显著的高学历劳动力比重差距。

此外,表2实际上也展示了本文可能存在的一个贡献,即根据学历误配程度变化趋势来划分行业,或许较现有的粗略划分三次产业的方法更为科学。如房地产业和金融业虽然同属服务行业,但在高学历劳动力比重和年均工资方面存在较大差异。因此表2展示的分类方法或许有助于今后进一步讨论分行业的其他相关问题。

表2 行业分类指标统计

行 业	均值	标准差	大专及以上比重	本科及以上比重	工作收入(万元)
第一类行业			0.214	0.086	2.613
农、林、牧、渔业	0.951	0.03	0.034	0.014	1.176
采矿业	1.250	0.09	0.092	0.028	3.021
电、气、水生产供应	1.631	0.06	0.294	0.099	3.413
建筑业	1.151	0.05	0.065	0.021	1.974
交通、仓储	1.306	0.06	0.100	0.028	2.907
批发、零售	1.285	0.053	0.098	0.027	2.303
住宿、餐饮	1.259	0.043	0.055	0.012	1.789
制造业	0.968	0.028	0.090	0.028	2.236
租赁、商务服务	1.606	0.091	0.345	0.153	2.936
科学研究	1.799	0.043	0.579	0.338	3.970
房地产业	1.585	0.061	0.323	0.112	2.724
卫生社保	1.792	0.024	0.494	0.176	2.902
第二类行业			0.394	0.158	2.595
水利环境	1.508	0.066	0.235	0.084	1.907
文、体、娱	1.645	0.067	0.372	0.165	3.087
公共管理	1.795	0.025	0.574	0.226	2.791
第三类行业			0.437	0.192	3.594
信息传输	1.718	0.066	0.451	0.204	4.919
金融业	1.784	0.064	0.561	0.229	4.660
居民服务	1.579	0.134	0.057	0.015	2.110
教育	1.860	0.020	0.679	0.318	2.688

注:均值与标准差指的是学历误配指数的均值与标准差;工作收入用“行业就业人员年平均工资”的均值衡量;表1的学历误配指数基于高中学历划分高、低学历,本表还报告了行业大专及以上、本科及以上劳动力比重均值。

## (三)分行业出口贸易额

值得注意的是,至今公开数据中缺乏对分行业出口贸易规模的统计,因此只能通过《中国统计年鉴》中“出口主要货物数量和金额”表统计的120种商品手工计算分行业货物出口贸易规模。此外,还有必要通过《中国服务贸易统计》中公布的服务贸易出口商品手工计算分行业服务出口贸易规模,二者相加可获得分行业出口贸易总规模。具体的手工计算标准是:第一,

货物贸易方面,为了避免重复分类计算,本文只考虑 120 种出口商品作为最终商品,将其进行行业分类;第二,服务贸易方面,根据《中国服务贸易统计》,我们将出口的服务商品按照其重要用途特点归入相应行业:运输服务归入交通运输、仓储、邮政业,旅游、电影与音像、广告归入居民服务和其他服务业,通信服务与计算机和信息服务归入信息传输、计算机服务和软件业,建筑服务归入建筑业,保险、金融服务归入金融业,专利权使用费和特许费归入科学研究和技术服务业,咨询和其他商业服务归入租赁和商务服务业。手工计算结果见表 3。

表 3 2004—2011 年分行业出口贸易额

单位:亿美元

行 业	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
农、林、牧、渔业	111.69	129.47	137.72	150.17	147.21	168.25	222.35	312.60
采矿业	147.33	178.82	177.11	197.66	310.16	195.21	268.78	294.70
制造业	4 832.0	6 214.4	8 043.6	10 412.6	12 089	10 624	13 844	24 342
电、气、水生产供应	0.38	0.54	0.28	0.52	0.39	0.37	0.44	0.45
建筑业	271.16	371.42	594.91	811.84	1064.5	534.35	830.31	994.60
交通运输、仓储邮政	120.70	154.30	210.20	313.20	384.20	235.70	342.10	355.70
信息传输、软件	17.20	22.30	25.00	32.90	46.80	44.40	41.00	50.30
批发和零售业	0.28	0.26	0.24	0.20	0.24	0.23	0.29	0.31
住宿和餐饮业	0.98	0.94	0.95	0.92	0.90	0.93	0.90	0.87
金融业	62.60	73.60	97.20	112.20	133.10	120.30	171.40	204.90
房地产业	0	0	0	0	0	0	0	0
租赁和商务服务业	132.10	155.70	196.50	290.90	366.60	321.90	322.70	368.50
科学研究、技术服务	45.00	53.20	66.30	81.90	103.20	110.70	130.40	147.10
水利环境公共设施	0.67	0.66	0.63	0.67	0.68	0.64	0.67	0.66
居民与其他服务	200.20	226.30	254.00	312.80	383.50	459.30	572.90	757.60
教育	0.77	0.74	0.73	0.72	0.74	0.65	0.62	0.61
卫生社保社会福利	0.11	0.10	0.14	0.12	0.11	0.17	0.16	0.15
文化、体育和娱乐业	0.32	0.27	0.52	0.54	0.50	0.57	0.56	0.59
公共管理、社会组织	0	0	0	0	0	0	0	0

### 三、方程、工具变量与学历误配影响因素的检验

#### (一)模型构建与多工具变量法

根据前文相关论述并借鉴 Hersch (1991)、Bauer (2002)、Budria 和 Ana (2008)、陈昊 (2011)等研究成果,本文构建如下实证方程:

$$EM_{it} = \alpha + \beta_1 \ln EX_{it} + \beta_2 \ln W_{it} + \beta_3 \ln W_{it} \times \ln EX_{it} + \tilde{\beta} X_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $\ln EM$  表示行业学历误配指数,  $\ln EX$  表示行业出口规模,  $\ln W$  表示行业工作收入,  $\ln W \times \ln EX$  表示工作收入与出口规模的交互项,两者之间的相互强化作用已有诸多文献论证,这里不再赘述。  $X$  表示其他影响行业学历误配程度的控制变量。  $i$  和  $t$  分别代表行业和时间,  $\lambda$  和  $\epsilon$  分别代表地区固定效应和随机误差项。

现代计量观点认为,内生性是破坏回归获得一致性的根本原因,而内生性的情况主要有三种:遗漏变量、测量误差和变量间的同时联系性。尽管我们将控制现有研究发现的与学历误配相关的所有主要变量,但依然很难完全避免遗漏变量的情况。此外,变量间的同时联系性几乎无法避免,如控制变量中的行业就业水平与行业工资水平可能存在同时联系性,因而简单的 POLS 回归很难保证结果的一致性。为此,我们需要选择合理的工具变量替代可能存在内生

性的就业变量,并在此基础上进行二阶段最小二乘回归:

$$\ln L_{it} = c_0 + c_1 \ln EX_{it} + c_2 \ln W_{it} + c_3 \ln W_{it} \times \ln EX_{it} + \vec{c}_2 \vec{X}_{it} + \vec{c}_3 \vec{Z} + \mu \Rightarrow \ln L'_{it}$$

$$EM_{it} = \alpha + \beta_1 \ln EX_{it} + \beta_2 \ln W_{it} + \beta_3 \ln W_{it} \times \ln EX_{it} + \beta_4 \ln L'_{it} + \vec{\beta} \vec{X}_{it} + \lambda_i + \epsilon_{it}$$

其中,  $\vec{Z}$  表示工具变量(组),  $\ln L'_{it}$  表示  $\ln L_{it}$  的拟合值。良好的  $\vec{Z}$  必须满足两个条件:第一,  $\vec{Z}$  与  $\ln L_{it}$  显著相关;第二,  $\text{cov}(\vec{Z}, \epsilon) = 0$ , 即  $\vec{Z}$  外生。如果  $\vec{Z}$  中只有一个工具变量,则往往很难同时满足以上两个条件,所以采用多工具变量法。

表 4 学历误配影响因素的 POLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnEX</i>	-0.091* (0.054)	-0.137* (0.073)	-0.142* (0.074)	-0.147** (0.059)	-0.085* (0.049)	-0.081** (0.038)
<i>lnW</i>	0.440*** (0.146)	0.374** (0.176)	-0.453 (0.378)	0.839*** (0.301)	0.524** (0.242)	-0.001 (0.190)
<i>lnW × lnEX</i>	0.006* (0.003)	0.010* (0.005)	0.012 (0.007)	0.013** (0.006)	0.006 (0.005)	0.006* (0.004)
<i>lnW(-1)</i>	-0.423*** (0.141)	-0.463*** (0.164)	0.614* (0.360)	-0.748*** (0.278)	-0.342 (0.230)	0.145 (0.188)
<i>lnINV</i>		-0.098** (0.048)	-0.079*** (0.009)		-0.235*** (0.056)	-0.065*** (0.007)
<i>lnFDI</i>		0.006 (0.008)			-0.009 (0.013)	-0.008 (0.008)
<i>lnL</i>		-0.027 (0.067)	0.008 (0.013)		0.040*** (0.009)	0.050*** (0.011)
<i>lnINV(-1)</i>		0.159*** (0.047)			0.171*** (0.056)	
<i>lnFDI(-1)</i>		-0.020* (0.012)			0.005 (0.013)	0.013* (0.008)
<i>lnEX(-1)</i>		0.026 (0.027)				
<i>lnEX(-2)</i>		-0.048* (0.025)				
<i>sex</i>			0.393*** (0.111)			0.130** (0.051)
<i>year</i>			-0.048*** (0.007)			-0.045*** (0.004)
<i>Industry</i>	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
<i>L-Likelihood</i>	239.928	214.688	94.052			
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.977	0.977	0.817	0.880	0.952	0.968
<i>P(F)</i>	0	0	0	0	0	0

注:括号内为标准误,\*、\*\*和\*\*\* 分别代表在 10%、5%和 1%的水平上显著。对各列方程进行 Hausman 检验  $p < 0.1$ ,因而(1)、(2)、(3)选择 FE,(4)、(5)、(6)选择 none。

哪些变量能够合理解释学历误配程度,一直以来都是相关研究争论的焦点。大多数学者认为行业的经济因素如行业固定资产投资和行业外商投资会显著影响学历误配程度(Bauer, 2002; Budria 和 Ana, 2008; 陈昊, 2011),而其他学者则认为行业的劳动力结构如行业女性就业水平等才是影响学历误配程度的关键(Tomas 和 Michael, 2009; Seamus 和 Peter, 2011)。本文试图同时考虑以上两种意见,控制变量主要包括:行业固定资产投资(*INV*)、行业外商直接投资(*FDI*)、行业劳动力水平(*L*)以及行业女性就业比重。值得一提的有两点:第一,如前所述,根据学历四等分,高中及以上学历被认定为“高学历”,而高中毕业的合理年龄应该为 19

岁。<sup>②</sup>而现实中存在年龄大于 19 岁但尚未高中毕业或年龄低于 19 岁却已经高中毕业的情形,因而本文控制了行业“19 岁以下劳动力比重”(year)。此外,劳动力性别差异对行业就业水平的影响已经得到学者的广泛认同,因而本文同时控制“行业女性就业比重”(sex)。第二,本文充分认识到不同行业的学历误配程度差异很大,其解释路径也应不尽相同,因而需要在回归方程中控制行业虚拟变量(Industry),第三产业对高学历劳动力的吸引能力普遍强于第一、第二产业,因此我们将属于第三产业的行业设为 1,其他行业设为 0。

## (二) 学历误配影响因素检验

表 4 报告了学历误配影响因素的面板普通最小二乘估计(POLS)结果。总体而言,模型的稳定性并不理想,这并不出乎我们的意料,因为 OLS 不能有效减轻内生性。而值得一提的是,即使其他解释变量出现了逆转与不显著,行业出口规模对学历误配指数却一直呈现稳定且显著的负向影响,这让我们有理由相信,出口贸易有可能降低行业的学历误配程度,当然这需要进一步验证。同样稳定且显著的解释变量有行业固定资产投资(inv)、行业女性就业比重(sex)和 19 岁以下劳动力比重(year),其中行业固定资产投资规模和 19 岁以下劳动力比重的增加显著且稳定地缓解了行业的学历误配,而行业女性就业比重的增加却加剧了行业的学历误配。以上结论仅仅是基于可能存在严重内生性的 POLS,但是我们有理由做出这样的猜测。

接下来讨论工具变量的选择与引入问题。如前所述,理想的工具变量必须满足两个条件:首先它必须是外生的,其次必须与怀疑有内生性的变量显著相关。而单一的工具变量往往很难同时满足这两个条件,因而一般采用多工具变量法。既与行业就业水平显著相关又外生的变量往往是行业的非劳动力变量或政策性变量,这些变量直接影响行业就业水平,但无法被学历误配方程解释。基于如上考虑,本文选择分行业法人单位数(NLE)与分行业增加值(VA)<sup>③</sup>作为工具变量。当然我们需要通过各种手段检验工具变量的有效性:(1)根据 Staiger 和 Stock(1997)建议的经验法则,在只有一个内生变量的情况下,如果第一阶段回归的  $F$  值大于 10,则表明工具变量与内生变量存在足够的显著相关性;(2)Anderson-Rubin Wald 统计量用于检验内生变量回归系数之和是否为零;(3)Sargan-Hansen 过度识别检验检验工具变量是否存在过度识别。面板二阶段最小二乘(P-2SLS)回归结果见表 5。

P-2SLS 的回归结果是理想的:首先,方程都通过了工具变量有效性的上述相关检验。例如,第一阶段回归的  $F$  值均远大于 10,表明所选工具变量与内生变量存在足够显著的关系;Anderson-Rubin Wald 检验值均在 1%水平上显著,表明内生回归系数之和不为 0,这强化了工具变量与内生变量存在显著关系的结论;Sargan-Hansen 过度识别检验接受了没有过度识别的原假设,表明工具变量是适度的。其次,出口对行业学历误配程度呈现稳定且显著的负向影响,这再一次证明出口确实缓解了学历误配。最后,控制行业虚拟变量后,核心解释变量的方向没有出现逆转,显著性得到加强,且方程效果评价指标更优,因而证明了不同类型行业的学历误配情况确实存在较大差异。

表 5 报告的其他结果同样值得关注:第一,行业工资水平是影响学历误配的重要因素,收入水平越高的行业学历误配情况越严重,Allen 和 Rolf(2001)、陈昊(2011)也论证了相同的结论。事实上,理性人追求高工资待遇使得高学历劳动力会忽视行业本身对技能的要求,即使低技术行业或许没有理想的声誉、工作环境和自我认同感(Hartog, 2000)。行业工资水平提高会吸引原本学历高于该行业要求的劳动者进入,从而加剧了行业的学历误配。第二,行业固定资产投资与外商直接投资规模已被诸多文献证明对就业产生显著影响,表 5 的结果进一步证明它们同样会对学历误配产生显著影响。固定资产投资每提高 10%,学历误配指数降低大约

陈 昊:出口贸易与学历误配:缓解还是加剧?

表 5 学历误配影响因素的 P2SLS 回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnEX</i>	-0.091* (0.054)	-0.084*** (0.006)	-0.110** (0.043)	-0.147** (0.059)	-0.141*** (0.052)	-0.100** (0.040)
<i>lnW</i>	0.440*** (0.146)	0.301** (0.116)	0.181** (0.094)	0.839*** (0.301)	0.707** (0.288)	-0.013 (0.220)
<i>lnW</i> × <i>lnEX</i>	0.006* (0.003)	0.007* (0.004)	-0.015 (0.029)	0.013** (0.006)	0.012** (0.005)	0.008** (0.004)
<i>lnW</i> (-1)	-0.423*** (0.141)	-0.320*** (0.113)	-0.113 (0.102)	-0.748*** (0.278)	-0.557* (0.288)	0.175 (0.220)
<i>lnINV</i>		-0.110*** (0.040)	-0.128*** (0.028)		-0.263*** (0.073)	-0.284*** (0.050)
<i>lnFDI</i>		0.006** (0.003)	0.007** (0.003)		-0.025 (0.016)	-0.016* (0.009)
<i>lnL</i>		-0.029 (0.132)	-0.058 (0.073)		-0.111*** (0.024)	-0.091*** (0.012)
<i>lnINV</i> (-1)		0.136*** (0.036)	0.123*** (0.026)		0.229*** (0.073)	0.231*** (0.049)
<i>lnFDI</i> (-1)		-0.010*** (0.003)	-0.006* (0.003)		-0.005 (0.016)	-0.002 (0.010)
<i>lnEX</i> (-1)		0.026 (0.022)				
<i>lnEX</i> (-2)		-0.037* (0.021)				
<i>sex</i>			-0.447 (0.276)			0.398*** (0.054)
<i>year</i>			-0.009* (0.005)			-0.055*** (0.005)
<i>Industry</i>	不控制	不控制	不控制	控制	控制	控制
第一阶段 <i>F</i>		802.64	3077.24		67.74	73.81
<i>A-R Wald</i>		0.183*** [0.061]	0.292*** [0.061]		0.544*** [0.026]	0.633*** [0.029]
<i>S-H P</i>		0.381	0.416		0.967	0.316
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.977	0.993	0.992	0.880	0.853	0.924

注:*A-R Wald* 代表 Anderson-Rubin Wald 统计值,[]中为标准误;*S-H P* 代表 Sargan-Hansen 检验 *p* 值。由于怀疑 *L* 有内生性,(1)、(4)不涉及工具变量,其余与表 4 同。

2%左右,而外商直接投资对学历误配的影响方向尚难确定。第三,较之行业女性就业比重而言,行业 19 岁以下劳动力比重对学历误配指数的影响显然更加稳定且显著,19 岁以下劳动力比重越高,学历误配指数越低。这一结论并不让人感到意外:19 岁以下劳动力大多没有完成高中学习,且很多只能从事低技术行业,因而其比重提高能够显著缓解学历误配,当然我们不认为这种大量低学历劳动力进入就业市场的现象值得提倡。

#### 四、结 论

本文基于 Hersch(1991)衡量行业学历误配程度的方法,首次测度了中国分行业学历误配指数,并在此基础上运用多工具变量法和二阶段最小二乘法,考察了出口贸易与学历误配的关系,得到如下结论:

第一,行业出口贸易水平的提高显著降低了学历误配指数,表明对外开放有利于缓解学历误配,促进劳动力资源优化配置。

第二,行业女性就业比重对学历误配指数呈正向影响,而 19 岁以下劳动力比重的提高却缓解了学历误配程度,这体现了女性劳动力学历普遍提升及偏好稳定工作的就业特点。



第三,行业工资水平的提高基本上加剧了学历误配,表明理性人追求高工资待遇使得高学历劳动力会忽视行业本身对技能的要求,即使低技术行业或许没有理想的声誉、工作环境和自我认同感。

第四,行业固定资产投资和 FDI 的提高能够降低高学历劳动力从事低技术行业的兴趣,从而缓解学历误配现象,促进劳动力资源优化配置。

本文的研究对于重新认识对外开放与劳动力市场效率的关系具有一定意义。以往研究大多只关注对外开放的就业效应,认为对外开放提高了就业水平,但是并没有进一步考察对外开放是否能够提高劳动力市场效率。高学历劳动力从事低技术工作显然损害了劳动力市场效率,而本文发现对外开放可以显著降低高学历劳动力从事低技术工作的意愿,这实际上重新阐释了对外开放与劳动力市场效率的关系。

本文的研究也有一些不足:一是把关注的焦点放在出口贸易与学历误配关系上,显然忽略了其他影响学历误配的因素,尤其是劳动者本身的异质性并没有被考虑进去。二是 Hersch (1991)测度学历误配指数的方法不仅过于简单,而且缺乏一个精彩的微观故事。我们相信得到基于劳动者个体优化的学历误配演化路径将是极有意义的工作,但是本文暂且没有讨论。三是尽管我们采用了多工具变量法,但由于数据可得性的限制,还不能对更加细分的行业进行实证研究。使用更加微观且细化的数据可以进一步完善本文的结论,这将是今后的工作。四是由于篇幅所限,还缺乏对高学历划分标准变化后的相关实证研究。我们相信在扩展衡量方法的基础上,基于不同学历划分标准的更为详细的研究,将是考察开放条件下学历误配问题的重要思路,这也将成为我们接下来的研究目标。

#### 注释:

- ①虽然高学历劳动力未必拥有高技能,但是在承认 Spence 信号现实理论的前提下,可以不再讨论技能与学历之间的差异问题。
- ②中国绝大多数地区规定“7岁入学且6年+3年+3年学制”,因而高中毕业的合理年龄为19岁。
- ③分行业增加值作为工具变量一直受到部分学者的质疑。本文认为学历误配的形成基于劳动者和厂商的互动筛选—匹配行为,而劳动者和厂商在应招聘过程中都很难充分了解到该行业当年的增加值情况,因而基本可以认为是外生的。后文针对工具变量的相关检验进一步证明了该变量的有效性。

#### 主要参考文献:

- [1]包群,邵敏,侯维忠.出口改善了员工收入吗?[J].经济研究,2011,(9):41—54.
- [2]陈昊.收入波动、风险规避与学历误配——来自中国行业面板的证据[J].南开经济研究,2011,(6):109—127.
- [3]陈昊.出口是否加剧了就业性别歧视?——基于倾向评分匹配的再估计[J].财经研究,2013,(9):109—119.
- [4]葛玉好,曾湘泉.市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响[J].经济研究,2011,(6):45—56.
- [5]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,(5):132—146.
- [6]毛日昇.出口、外商直接投资与中国制造业就业[J].经济研究,2009,(11):105—117.
- [7]邵敏,包群.出口企业转型对中国劳动力就业与工资的影响:基于倾向评分匹配估计的经验分析[J].世界经济,2011,(6):48—70.
- [8]汤宏波.高学历“追逐症”与失业的经济学分析——一个基于斯宾塞劳动力市场模型的研究[J].财经研究,2006(1):113—120.
- [9]Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations[J]. Review of Economic Studies, 1991, 58(2): 277—297.

- [10] Arellano M, Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error components models[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29—51.
- [11] Halaby C N. Overeducation and skill mismatch[J]. *Sociology of Education*, 1994, 67(1): 47—59.
- [12] Hartog J. Over-education and earnings: Where are we, where should we go? [J]. *Economics of Education Review*, 2000, 19(2): 131—147.
- [13] Helpman E, Itskhoki O, Redding S. Inequality and unemployment in a global economy[J]. *Econometrica*, 2010, 78(4): 1239—1283.
- [14] Hersch J. Education match and job match[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1991, 73(1): 140—144.
- [15] Nordin M, Persson I, Rooth D. Education-occupation mismatch: Is there an income penalty? [J]. *Economics of Education Review*, 2010, 29(6): 1047—1059.
- [16] Vahey, Shaun P. The great canadian training robbery: Evidence on the returns to educational mismatch[J]. *Economics of Education Review*, 2000, 19(2): 219—227.

## Export Trade and Educational Mismatch: Weakening or Intensifying?

——Evidence Based on Multi-instrumental Variable Method

CHEN Hao

(*Institute of International Economy, University of International  
Business and Economics, Beijing 100029, China*)

**Abstract:** This paper calculates educational mismatch index of different industries in China. Then it employs multi-instrumental variable method to inspect the effect of export trade on educational mismatch. It arrives at the conclusion that the improvement of export trade significantly reduces industrial educational mismatch index namely export trade is beneficial to the alleviation of the phenomenon that highly educated labor is engaged in low-tech jobs. Based on above-mentioned studies, this paper argues that the implementation of industrial opening-up policy helps to reduce the efficiency losses caused by educational mismatch and optimize the allocation of labor resources.

**Key words:** export trade; educational mismatch; multi-instrumental variable method

(责任编辑 周一叶)