

存时间大大超过其他组别，为 11 年；无职称教师和整体估计一致，为 8 年；初级职称教师的中位生存时间为 7 年；副高及以上职称教师的中位生存时间最短，为 3 年。表 7 中的整体比较结果也证明，高职院校不同职称教师在留任时间上差异显著（3 种检验统计量的 P 值均小于 0.05）。

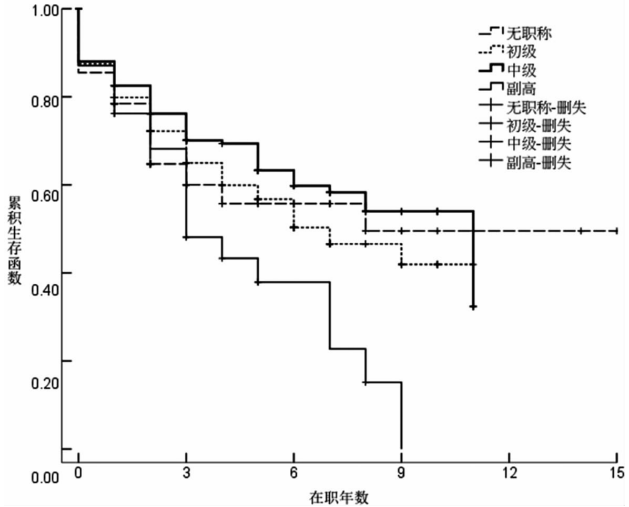


图 2 高职院校不同职称教师留任时间的生存特征曲线

图 2 是高职院校不同职称教师留任时间（年）的生存曲线。图中显示，中级职称教师生存曲线所在的位置最高。这说明从一开始，中级职称教师的生存状况就明显好于其他组别，全程也都比其他职称教师更好。副高及以上职称教师的流失速度最快，流失主要发生在来校后的第 3 年，且基本在 9 年内流失殆尽。无职称和初级职称教师由于后期存在失访数据，所以两个曲线都有高于 40% 的累计生存率，且在第 6 年两条曲线发生了交叉。在第 0~6 年，留任时间从长到短依次为中级、初级、无职称、副高及以上；在第 6~14 年，留任时间由长至短依次为中级、无职称、初级、副高及以上。因此，Kaplan - Meier 的分析结果也支持了上述寿命表的分析结果。从图 2 中还可以看出，高职院校不同职称教

师的生存状况（留任时间）在全时间段内存在显著差异，各组别的生存曲线没有重叠。结合生存表，我们得出各组别生存函数曲线的平稳时间：无职称教师 8 年左右、初级职称教师 9 年左右、中级职称教师 8 年左右、副高及以上职称教师 8 年左右。这说明不同职称教师留任率趋稳时间差别不大，在职 8、9 年左右各类职称教师的留任率都趋于稳定。

（三）Cox Regression 过程

实际研究中，我们更感兴趣的是，在控制其他因素的影响后知识结构是否还能显著影响高职教师留任的持续时间。这需要借助统计学领域中的 Cox Regression 过程进行多变量生存分析建模，基本结构如下：

$$h(t,X)=h_0(t)e^{\beta_1X_1+\beta_2X_2+\cdots+\beta_kX_k}$$

其中， $h(t,X)$ 代表在 k 个因素同时影响生存过程的情况下，时间 t 处的风险函数（Hazard Function）； $h_0(t)$ 代表没有任何自变量影响下的生存状况； X 代表一组影响生存过程的因素。

对上式取对数，移项得：

$$\text{Log}[Rh(t)]=\text{Log}[h(t,X)/h_0(t)]=\beta_1X_1+\beta_2X_2+\cdots+\beta_kX_k$$

在这里，回归系数 β 的实际含义是，当变量 X 改变一个单位时，引起教师离职风险改变倍数的自然对数值。Cox Regression 过程使用最大似然法来估计 β 值，并标记为 B。其虽不能给出各时点的风险率，但由于 Cox 回归模型对生存时间分布无要求，并可估计出各研究因素对风险率的影响，因而应用范围更广。对于生存时间不连续的情形，Cox 回归模型也可以通过 Logistic 变换将函数表达式推广到离散情形。因此，本文尝试利用 Cox 回归模型，在控制包括性别、年龄和岗位选择（含教师、教辅和管理人员）等变量的情况下，探讨高职教师的知识结构是否影响其留任时间。Cox 回归结果见表 8。

表 8 Cox 回归结果

自变量	B	SE	Wald	df	Sig.	Exp (B)
年龄	-0.022 **	0.010	5.359	1	0.021	0.978
性别 ^a	0.706 ***	0.149	22.381	1	0.000	2.027
学历 ^b			28.908	3	0.000	
大专	-1.315 ***	0.350	14.108	1	0.000	0.269
本科	-1.311 ***	0.313	17.589	1	0.000	0.270
研究生	-0.694 **	0.335	4.284	1	0.038	0.499