

# 女性高管、过度自信与上市公司融资偏好

## ——来自中国资本市场的经验证据

李世刚

(厦门大学 管理学院 福建 厦门 361005)

**摘要:** 笔者以2007年~2011年中国A股上市公司为样本,实证检验了上市公司女性高管对管理者过度自信、上市公司融资偏好的影响。研究结果表明,女性高管能显著降低上市公司过度自信的概率,降低上市公司投资—现金流的敏感性,降低内部融资偏好;在控制女性高管影响后,管理者过度自信增强了内部融资偏好。本研究为提高管理层的异质性、发挥女性的治理作用提供了经验证据。

**关键词:** 女性高管; 过度自信; 融资偏好; 投资—现金流敏感性

**作者简介:** 李世刚(1982—),男,河南信阳人,厦门大学管理学院博士研究生,主要从事资本市场会计与财务问题研究。

中图分类号: F27 文献标识码: A 文章编号: 1006-1096(2014)02-0092-05 收稿日期: 2013-05-12

### 引言

Myers(1984)提出的新优序融资理论由于否定了最佳资本结构的存在,引起学者们的大量实证研究。该理论依赖两个重要的研究假设,即理性人假设和信息不对称假设。然而,Heaton(2002)以人的非理性行为为前提,从管理者过度自信角度对新优序融资理论提出了一种新的理论解释。Malmendier等(2005)的实证检验支持了Heaton(2002)的解释。此后,研究者从不同角度分析了管理者过度自信对公司财务决策的影响。但现有文献对管理者过度自信与财务决策关系的研究很大程度上将所有管理者视为一个整体,假设管理者是同质的,而忽视了管理者的异质性,忽视了特定管理者对公司决策的影响,而将焦点集中在公司特征上(Huang et al 2013)。性别作为管理者异质性重要的表现形式,在心理学领域被广泛研究,但在公司财务领域,尤其在过度自信对融资决策的影响研究领域,则鲜有文献涉及。

近年,女性在现代经济发展中的作用日益显现,女性高管也受到越来越多的关注。女性高管有着和男性不同的特质,比如相对保守和谨慎、不过度自信

等(Zuckerman,1994)。这些会对管理者整体的过度自信情绪造成什么影响?进而如何影响公司的财务决策?对于这一问题的探讨和分析,有助于我们进一步了解高管的特征和女性高管参与企业决策所导致的经济后果,也有助于拓展公司财务决策影响因素的研究。本文以中国上市公司为研究样本,实证分析了女性高管对公司管理者过度自信及融资偏好(投资—现金流敏感性)的影响。研究结果表明,女性高管显著降低了上市公司管理者整体的过度自信概率,降低了上市公司内部融资偏好;在控制女性高管的影响后,过度自信显著提高了上市公司的内部融资偏好。本文可能的贡献在于:一、首次将女性高管、过度自信和融资偏好结合进行分析;二、现有管理者过度自信影响因素的研究,多考虑个人特征、公司特征和董事会特征,但没有分析高管性别的影响。本文为管理者过度自信的影响因素提供了增量证据。

### 一、文献回顾、理论分析与假设提出

过度自信是一个心理学词汇,是指人们在做决策时对自身能力和知识的高估而产生偏差,由此而

产生的后果就是人们在做决策时会高估决策成功的可能性,低估与决策相关的风险。根据社会心理学文献,过度自信的发生机理主要有两种形式:一是好于平均导致的傲慢。当人们评价自己的能力时,他们总是进行超出平均水平的估计,这种好于平均效应会引起归因偏见(attribution bias),即人们期望他们自身的行为能够成功,他们很可能将好的结果归因于自身的行为能力,将坏的结果归因于不好的运气;二是刻度标误。当个体的知识水平区间比现实更紧(tighter)的时候,过度自信就会发生。现有文献表明,不仅临床心理学家、医生和护士、工程师、律师、谈判者会产生过度自信,经济决策领域也会产生过度自信(Camerer et al,1999)。Malmendier等(2005)发现,相对其他人,公司的管理者更可能表现出过度自信。

从社会心理学角度来看,男性和女性的心理是不同的,男性在做决策的过程中通常会比女性更加自信(Lundeberg et al,1994)。Bengtsson等(2005)在对经济学一课程的测试中,通过设置回答额外的、可选择性的题目,来判断学生的自信程度,测试结果发现男生表现得比女生更加自信。Lundeberg等(1994)发现性别间的过度自信表现在不同工种中,在属于男性工种的领域,男性往往就表现出更多的自信。Prince(1993)发现,男性在财务问题上比女性倾向于感觉更加有竞争力,男性通常情况下比女性对自身的能力表现得更加自信。Lewellen等(1977)分析了散户的调查问卷和经纪记录,发现男性花费了更多的时间和金钱在证券分析上,他们较少地依靠经纪人,他们进行了更多的交易,认为回报是可以预期的,并且期望着更高的回报。Barber等(2001)分析了35000个家庭的股票交易账户资料,发现男性交易的频繁度比女性高45%,而且频繁的交易使得男性的净收益率下降了2.65%,而女性只有1.72%。

通过上述社会心理学文献发现,男性比女性更加自信,管理者表现出更多的过度自信。在男性占大多数的公司管理层中,女性管理者能降低公司管理者整体的过度自信情绪。所以,本文提出假设:

假设1:限定其他条件,女性高管降低了管理者的过度自信。

延续上述逻辑,如果管理者存在过度自信,那么管理者的过度自信情绪是否会对公司的融资偏好产生影响呢?Heaton(2002)在理论上分析了管理者的过度自信对公司偏好产生的影响。他认为,过度自信的管理者会高估他们为公司创造价值的的能力,并由此

高估公司投资项目未来产生的净现金流量(NPV),因此,过度自信的管理者会认为市场低估了他们发行债券的价值,这样就导致了过度自信的管理者不愿意进行外部融资,当资金不足时,过度自信的管理者的融资偏好为先选择内部融资,再选择债务融资,最后选择权益融资。Malmendier等(2005)认为,当公司存在充足的内部资金时,过度自信的管理者会进行过度投资;当内部资金缺乏时,考虑到外部融资成本较高,他们会减少公司的投资,利用公司额外的资金为公司的投资提供融资,由此产生了公司投资与现金流之间的敏感性。他们并以福布斯500家CEO的数据为样本,证明了管理者过度自信的公司的这种敏感性更强。上市公司普遍存在女性高管,若拥有女性高管的上市公司出现了过度自信行为,可能会在缺乏资金的情况下,先选择内部融资,后选择其他融资方式,这样会提高投资与现金流的敏感性,增强内部融资偏好。由于女性高管可能影响上市公司的融资偏好,因此,本文预期在控制女性高管对投资—现金流敏感性影响后,过度自信行为依然会提高投资—现金流的敏感性。基于上述分析,本文提出假设:

假设2:限定女性高管与其他因素,过度自信会提高上市公司的投资—现金流敏感性,更加偏好内部融资。

## 二、研究设计

### (一) 样本选择

本文以2007年~2011年度在沪深上市并在第三季度进行了本年度盈利预测的A股公司为样本。在样本筛选过程中,本文剔除了以下公司:(1)金融保险类公司;(2)未准确报告盈利变化百分比的公司;(3)财务数据和个人信息不完整的上市公司。最后共取得5565个观测值。公司的盈利预测数据来源于WIND数据库。高管个人信息来源于CSMAR数据库;数据不完整的,从WIND的“F9深度资料”数据库中手工补充。其他财务数据来源于CSMAR数据库。上市公司所在地的法律制度环境指数数据来自樊纲等(2011)编制的中国各地区的市场化指数报告。

### (二) 模型与变量

为了检验假设1,本文构建了如下模型

$$OVERCON_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FEMALE_{i,t} + \alpha_2 AVERAGE + \alpha_3 AVEDU_{i,t} + \alpha_4 PLU_{i,t} + \alpha_5 ROA_{i,t} + \alpha_6 GROW_{i,t} + \alpha_7 STATE_{i,t} + \alpha_8 MKT_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon \quad (1)$$

在模型(1)中,OVERCON代表过度自信变量。本文借鉴Lin等(2005)和余明桂等(2006)衡量管

理者过度自信的方法,将实际盈利数据小于盈利预测数据的50%定义为管理者过度自信。即若管理者过度自信,OVERCON取1;否则,取0。FEMALE为女性高管,本文包含了全部女性高管比例(TFEMRATE)和只包括高级管理人员女性高管比例(FEMRATE)两种形式。

为了检验假设2,本文构建了模型(2)

$$INVEST_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 OVERCON_{i,t} + \beta_3 OVERCON_{i,t} * CFO_{i,t} + \beta_4 FEMALE_{i,t} + \beta_5 FEMALE_{i,t}$$

$$* CFO_{i,t} + \beta_6 GROW_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 SIZE_{i,t} + \beta_9 SALES_{i,t} + \beta_{10} STATE_{i,t} + \beta_{11} MKT_{i,t} + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon \quad (2)$$

在模型(2)中,为了考察过度自信对融资偏好的影响,本文加入了OVERCON和CFO的交乘项;同时,为了控制女性高管对融资偏好的影响,本文也加入了FEMALE和CFO的交乘项。依据假设2,本文预期交乘项OVERCON\*CFO的系数显著为正。

表1 变量定义及说明

| 变量      | 变量定义及说明  |
|---------|--|
| INVEST  | 公司当年新增的固定资产原值、在建工程之和/上年固定资产总额  |
| CFO     | 公司当年的经营性现金流量净额/上年固定资产总额  |
| OVERCON | 高管过度自信虚拟变量。过度自信,取1;否则,取0   |
| FEMALE  | 女性高管变量,有TFEMRATE和FEMRATE两种形式。TFEMRATE为所有女性高管(包括董事、监事和高级管理人员)占总高管的比例;FEMRATE为女性高级管理人员占高级管理人员总人数的比例          |
| AVERAGE | 女性高管平均年龄。AVERAGE 1为所有女性高管(包括董事、监事和高级管理人员)的平均年龄;AVERAGE 2为女性高级管理人员的平均年龄                                     |
| AVEDU   | 女性高管的平均学历。AVEDU 1为所有女性高管(包括董事、监事和高级管理人员)的平均学历;AVEDU 2为女性高级管理人员的平均学历。其中,学历赋值标准为:博士为5,硕士为4,本科为3,专科为2,中专及以下为1 |
| PLU     | 两职合一虚拟变量。董事长和总经理为同一人,赋值为1;否则,为0  |
| ROA     | 总资产净利润率  |
| GROW    | 营业收入增长率  |
| LEV     | 资产负债率  |
| SALES   | 当年主营业务收入/上一年固定资产总额   |
| SIZE    | 公司规模,上市公司资产总额的自然对数   |
| STATE   | 最终控制人性质。国有取1;否则,取0   |
| MKT     | 法律制度环境指数。来源于樊纲等(2011)编制的中国市场化指数报告  |
| YEAR    | 年度虚拟变量   |
| IND     | 行业虚拟变量   |

表2 女性高管与上市公司过度自信回归结果

|                 | FEMALE = TFEMRATE |            |       | FEMALE = FEMRATE |            |       |
|-----------------|-------------------|------------|-------|------------------|------------|-------|
|                 | 系数                | Z值         | P值    | 系数               | Z值         | P值    |
| 常数项             | 0.9634 ***        | 2.79       | 0.005 | 1.3559 ***       | 3.27       | 0.001 |
| FEMRATE         | -0.7974 **        | -2.26      | 0.024 | -0.5727 **       | -2.00      | 0.045 |
| AVERAGE         | -0.0085 *         | -1.75      | 0.079 | -0.0186 ***      | -3.08      | 0.002 |
| AVEDU           | -0.0211           | -0.48      | 0.630 | -0.0181          | -0.35      | 0.724 |
| PLU             | 0.0281            | 0.36       | 0.722 | 0.1019           | 1.03       | 0.302 |
| ROA             | -1.5429 **        | -2.48      | 0.013 | -1.4883 *        | -1.85      | 0.065 |
| LEV             | -0.6161 ***       | -3.61      | 0.000 | -0.8466 ***      | -3.91      | 0.000 |
| GROW            | 0.1850 **         | 2.55       | 0.011 | 0.2501 **        | 2.51       | 0.012 |
| STATE           | -0.0734           | -1.11      | 0.269 | -0.0196          | -0.24      | 0.812 |
| MKT             | -0.0009           | -0.13      | 0.899 | -0.0004          | -0.04      | 0.969 |
| IND/YEAR        |                   | √          |       |                  | √          |       |
| N               |                   | 5565       |       |                  | 3364       |       |
| Wald Chi2       |                   | 206.04 *** |       |                  | 142.10 *** |       |
| PR <sup>2</sup> |                   | 0.0294     |       |                  | 0.0339     |       |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在1%、5%和10%的显著水平(双尾)。

### 三、实证研究结果

(一) 女性高管与过度自信:假设1的检验

表2报告了女性高管与过度自信的Logit回归

结果,两个模型整体显著。在以TFEMRATE为女性高管衡量指标的回归分析中,OVERCON的概率与TFEMRATE在5%水平上显著为负(-0.7974, Z = -2.26),说明包括了“董、监、高”的女性高管能显

著降低管理者的过度自信。进一步,根据 Logit 模型概率转换方法,TFEMRATE 对 OVERCON 概率的边际影响为 -0.1885。在以 FEMRATE 为女性高管衡量指标的回归分析中,OVERCON 的概率与 FEMRATE 在 5% 水平上显著为负 (-0.5727, Z = -2.00),说明女性高级管理人员也能够降低管理

者的过度自信,FEMRATE 对 OVERCON 概率的边际影响为 -0.1359。两种衡量指标的联合回归结果表明,诚如本文理论分析所预测的,女性高管降低了管理者的过度自信情绪,本文假设 1 得到了经验证据的支持。

表 3 过度自信与上市公司融资偏好回归结果

|                 | FEMALE = TFEMRATE |       |            |       | FEMALE = FEMRATE |       |            |       |
|-----------------|-------------------|-------|------------|-------|------------------|-------|------------|-------|
|                 | (1)               |       | (2)        |       | (3)              |       | (4)        |       |
|                 | 系数                | T 值   | 系数         | T 值   | 系数               | T 值   | 系数         | T 值   |
| 常数项             | 1.2201***         | 3.17  | 1.3609***  | 3.52  | 1.4634***        | 2.96  | 1.6069***  | 3.25  |
| CFO             | 0.1298***         | 3.59  | 0.0539     | 1.28  | 0.2735***        | 6.35  | 0.1566***  | 2.94  |
| OVERCON         |                   |       | 0.0849**   | 2.25  |                  |       | 0.1033**   | 2.16  |
| OVERCON* CFO    |                   |       | 0.1293***  | 3.79  |                  |       | 0.1605***  | 3.90  |
| FEMALE          | 0.0596            | 0.27  | 0.0422     | 0.19  | 0.4115**         | 2.26  | 0.3857**   | 2.12  |
| FEMALE* CFO     | -0.6768***        | -3.30 | -0.6629*** | -3.24 | -0.9341***       | -6.06 | -0.8454*** | -5.43 |
| GROW            | 0.4194***         | 9.61  | 0.4169***  | 9.58  | 0.3976***        | 6.93  | 0.3942***  | 6.89  |
| LEV             | -0.4946***        | -4.95 | -0.4644*** | -4.63 | -0.5156***       | -4.15 | -0.4742*** | -3.81 |
| SIZE            | -0.0403**         | -2.28 | -0.0493*** | -2.75 | -0.0575**        | -2.51 | -0.0669*** | -2.89 |
| SALES           | 0.0362***         | 18.56 | 0.0371***  | 18.92 | 0.0413***        | 16.85 | 0.0422***  | 17.22 |
| STATE           | -0.1835***        | -4.67 | -0.1814*** | -4.61 | -0.2319***       | -4.74 | -0.2283*** | -4.68 |
| MKT             | -0.0187***        | -4.08 | -0.0187    | -4.14 | -0.0194***       | -3.41 | -0.0200*** | -3.53 |
| IND/YEAR        | √                 |       | √          |       | √                |       | √          |       |
| F               | 26.04***          |       | 25.34***   |       | 20.04***         |       | 19.74***   |       |
| N               | 5565              |       | 5565       |       | 3364             |       | 3364       |       |
| AR <sup>2</sup> | 0.1293            |       | 0.1383     |       | 0.1575           |       | 0.1632     |       |

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著水平(双尾)。

## (二) 过度自信与上市公司融资偏好: 假设 2 的检验

表 3 报告了过度自信与融资偏好(投资—现金流敏感性)的 OLS 回归结果,各个模型整体显著。本文控制了女性高管对融资偏好的影响,将其作为最为重要的控制变量之一,考察过度自信对融资偏好的影响。本文变量的方差膨胀因子(VIF)均不超过 3,将女性高管变量和过度自信变量放入模型不存在严重的共线性问题。

第(1)列表明,所有女性高管变量 TFEMRATE 和自由现金净流量 CFO 的交乘项的系数为 -0.6768,在 1% 水平上显著为负,说明包括“董、监、高”的女性高管能显著降低投资—现金流的敏感性。第(3)列表明,女性高级管理人员比例变量 FEMRATE 和自由现金净流量 CFO 的交乘项的系数为 -0.9341,在 1% 水平上显著为负,说明女性高级管理人员也能显著降低投资—现金流敏感性。联合结果表明,女性高管能够降低投资—现金流的敏感性,降低管理者的内部融资偏好。

第(2)列和第(4)列列示了在控制了女性高管对融资偏好的影响后,过度自信对融资偏好影响的回归结果。第(2)列揭示,在控制了 TFEMRATE 的

影响后,过度自信变量 OVERCON 与自由现金流变量 CFO 的交乘项系数为 0.1293,在 1% 水平上显著为正。第(4)列表明,在控制了 FEMRATE 的影响后,过度自信变量与自由现金流变量的交乘项的系数为 0.1605,在 1% 水平上显著为正,说明过度自信提高了投资—现金流的敏感性,假设 2 得到了经验证据的支持,即过度自信提高了投资—现金流的敏感性,更加偏好内部融资。

## (三) 敏感性分析

(1) 基于 Blau 指数的敏感性测试。Blau 指数度量了男女比例在公司高管中的离散程度。Blau 指数的计算方法为:  $1 - FEMALE - (1 - FEMALE)^2$ 。本文采用上述 Blau 指数重复本文的研究。结果表明,假设 1、2 得到了经验证据的支持。

(2) 考虑到面板数据可能存在残差上的截面相关和时间序列上的自相关,可能导致标准误差低估,进而高估 t 值,使研究结论不稳健,本文采用 two-way cluster 调整方法,考虑公司效应(firm effect)和时间效应(time effect)的回归方法,重复假设 2 的研究。研究结果进一步支持了假设 2。

## 四、研究结论与政策意义

本文以2007年~2011年上市公司为样本,以包括“董、监、高”在内的女性高管比例和女性高级管理人员比例两种度量女性高管的方法,实证研究了女性高管对过度自信、融资偏好的影响。结果表明,女性高管能够显著降低上市公司过度自信的概率;女性高管能显著降低上市公司投资—现金流的敏感性,降低上市公司对内部融资的偏好;管理者过度自信能显著提高上市公司的投资—现金流敏感性,提高内部融资偏好。此结论支持了Heaton(2002)的研究结论。

本文研究结果的政策意义在于,本文为理解上市公司管理者过度自信提供了新的解释,发现上市公司女性高管可以降低过度自信,为提高女性高管数量、提高管理者的异质性提供了经验证据。此外,本研究也揭示了上市公司的过度自信会提高上市公司固定资产投资的增长率,提高上市公司的投资与现金流敏感性,这在一定程度上为宏观管理部门通过规范管理者信心预期以降低目前普遍存在的投资过热提供了经验证据。

### 参考文献:

- 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 2011. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社.
- 余明桂,夏新平,邹振松. 2006. 管理者过度自信与企业激进负债行为 [J]. 管理世界 (8): 104 - 111.
- BARBER B M, ODEAN T. 2001. Boys will be boys: gender, overconfidence, and common stock investment [J]. Quarterly Journal of Economics, 116(1): 261 - 292.
- BENGTSSON C, PERSSON M, WILLENHAG P. 2005. Gender and overconfidence [J]. Economics Letters, 86(2): 199 - 203.

- CAMERER C, LOVALLO D. 1999. Overconfidence and excess entry: an experimental approach [J]. The American Economic Review, 89(1): 306-318.
- HEATON B. 2002. Managerial optimism and corporate finance [J]. Financial Management, 31(2): 33 - 45.
- HUANG Jiekun, KISGEN D J. 2013. Gender and corporate finance: are male executives overconfident relative to female executives? [J]. Journal of Financial Economics, 108(3): 822 - 839.
- LARWOOD L, WHITTAKER W. 1977. Managerial myopia: self-serving biases in organizational planning [J]. Journal of Applied Psychology, 62(2): 194 - 198.
- LEWELLEN W G, LEASE R C, SCHLARBAUM G G. 1977. Patterns of investment strategy and behavior among individual investors [J]. The Journal of Business, 50(3): 296 - 333.
- LIN Y, HU S, CHEN M. 2005. Managerial optimism and corporate investment: some empirical evidence from Taiwan [J]. Pacific-Basin Finance Journal, 13(5): 523 - 546.
- LUNDEBERG M A, FOX P W, PUNCCOHAR J. 1994. Highly confident but wrong: gender differences and similarities in confidence judgments [J]. Journal of Educational Psychology, 86(1): 114 - 121.
- MALMENDIER U, TATE G. 2005. CEO overconfidence and corporate investment [J]. Journal of Finance, 60(6): 2661 - 2700.
- MYERS S. 1984. The capital structure puzzle [J]. Journal of Finance, 39(3): 575 - 592.
- PRINCE M. 1993. Women, men, and money styles [J]. Journal of Economic Psychology, 14(1): 175 - 182.
- ZUCKERMAN M. 1994. Behavioral expressions and biosocial bases of sensation seeking [M]. New York: Cambridge University Press.

(编校: 沈育)

## Female Managers, Overconfidence and Financing Preference

——Evidence from Chinese Capital Market

LI Shi-gang

(School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Female managers generally exist in the listed companies, affecting the company's investment and financing decisions. Using a sample of Chinese listed firms in 2007~2011, this paper examines the relations between female managers' overconfidence and financing preference. The results show that female managers have significantly decreased the probability of corporate overconfidence, and there is a significantly negative relation with the investment-cash flow sensitivity, after controlling the influence of female managers, overconfident behaviors increase sensitivity of corporate investment to cash flow, strengthen internal financing preference. This paper provides the empirical evidence on the managers' heterogeneity and the governing of the female.

**Key words:** Female Managers; Overconfidence; Financing Preference; Investment-cash Flow Sensitivity