

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：仕途“天花板”：公务员职业生涯高原结构、测量与效果研究

作者：王忠军、龙立荣、刘丽丹、黄小华、贾文文、李璐、马红宇

第一轮

审稿人1意见：

意见 1：本研究主要关注我国公务员这一特殊群体，研究公务员的职业发展中所面临的“职业生涯高原”现象，通过深度访谈和问卷调查的方式对这一概念的内涵进行探索，编制了信度和效度较为理想的测量工具，并初步探讨了我国基层公务员职业生涯高原对其心理和行为方面的影响。总体来说，本研究的选题具有较好的实践意义和理论意义，理论部分的描述较为清晰，方法部分较为严谨，比两年前的论文有很大的改进了！但是，文章中仍然有一些尚不清楚的地方，需要进一步修改。具体的修改建议如下：1. 描述不清楚的地方，需要进一步补充。在第6页研究1的第一部分，作者写道：“为了充分地收集信息，在组织部门的支持与配合下，随机选择了来自江西省南昌市、新余市的正处级以下共16名公务员，进行了半结构化的深度访谈”。请将随机选择的整个过程进行更加详细的描述，具体通过什么方式进行随机选择（如随机数）？

回应：严格地讲，本研究在选取访谈对象时，只是借鉴了随机抽样的思想，但并非真正统计学上的随机抽样。具体如下：

(1) 首先，由于本研究的访谈对象基本上都是公务员，其中很多人都是领导干部，访谈内容涉及其个人或他人的职业生涯发展情况，考虑到访谈对象身份特殊性和访谈内容的隐私性，我们采取“2（访谈者）对1（访谈对象）”的个别访谈形式，这样访谈的工作量较大。(2) 考虑到时间成本（计划访谈1周），我们首先决定选取16名访谈对象（样本容量），基于公务员的职务职级结构，我们决定领导职务与非领导职务各取8名，其中在领导职务中，正处、副处、正科、副科各2名，在非领导职务系列中，调研员、副调研员、主任科员、副主任科员及以下（即科员）各2名。(3) 在确定了以上规则后，我们请南昌和新余两市的市委组织部工作人员将全市公务员花名册交给研究人员，研究人员在两本名册上各选取8人。选取的规则是：研究人员在事先不认识花名册上的任何人的前提下，每间隔一定数量的页码选取一页名单，然后在该名单中根据公务员的个人基本信息，结合研究需要，从该页名单中选取1人作为访谈对象，然后通过电话与其约定访谈时间，如果该对象因各种特殊原因无法接受访谈，则在同一页码中选取其他人员，这样直到取满研究所需的16名对象。在选取访谈对象时，我们同时考虑了性别和工作单位的分散性。

由以上介绍可知，由于本研究对象获取、访谈内容与程序上的特殊性，我们很难做到严格的随机抽样，但我们吸取了系统抽样（等距抽样）的思想，在此过程中，南昌和新余市委组织部给予了支持和帮助。由于文章表述的不太严谨，也容易导致读者和审稿专家对选取访谈对象上的误解或有不太清楚的地方，我们做了相应的修改，如删除了“随机选择”的字样，同时按照上述的介绍加以精炼，详见正文2.1.1部分。

意见 2：2. 测量工具的结构缺乏理论基础，请进一步阐释。在第7页的“探索性因素分析结果”部分，作者写道：“探索性因素分析是一个逐步和反复进行的过程，逐步删除双重负荷较高以及低符合、同时存在歧义的条目后，探索性因素分析最后呈现出比较清晰的两因素结

构”。此处有两项建议：第一，目前文中呈现出的两因素结构是完全基于数据的结果出发得到的结构，缺乏信服力，请进一步结合现有相关文献和研究，补充该结构的理论基础，从而更有说服力；第二，请作者进一步详细阐释剔除条目的过程，展示 14 个条目的因子载荷，以及从 14 个条目到最终的 10 个条目的具体过程。

回应：（1）正如审稿专家所言，本研究中职业生涯高原概念结构是基于经验数据出发“自下而上”地建构的，这是一种较常见的理论建构的模式，适用于对新概念、新现象的研究，或者已有概念在新的文化、对象或情境下的研究拓展；另一种理论建构的模式是从现有文献和理论出发来“自上而下”地建构理论模型，然后再进行实证检验。在本研究中，职业生涯高原并非新出现的概念和现象，但回顾以往文献，大多是基于企业员工（也有少量针对教师群体）的研究。

一方面，由于以往文献中有关职业生涯高原的理论概念并不统一，即一直缺乏一个统整的、权威的理论或结构模型作为研究基础，比如职业生涯高原概念先后出现单维观（指晋升的可能性小）(Tremblay & Roger, 1993, 2004)、二维观（层级高原、工作内容高原）(Milliman, 1992)、三维观（结构高原、内容高原、生活高原）(Bardwick, 1986)、四维观（结构高原、内容高原、个人选择和工作技能）(Joseph, 1996)等，因此在研究中国公务员这个特殊职业群体时，可以采用经验法则（即归纳法）。

另一方面，国内外文献中缺乏对于公务员群体职业生涯高原的理论实证研究，由于文化与体制的差异，国外文献中公职人员职业发展的研究（事实上这类文献也很少）也很难被直接借鉴到中国公务员对象中。正如我们在文献回顾中所提出的，由中国《公务员法》、《党政领导干部选拔任用工作条例》、《公务员职务与级别管理规定》的相关法律规定构成了中国公务员职业发展的政治与制度背景，加上中国文化中的高权力距离、官本位思想以及公共组织的金字塔层级结构，职位升迁与权力大小构成了中国公务员职业发展的“特殊生态环境”中最为核心的要素，而这一点与企业组织有着较大的差异。

基于以上考虑，本研究对新的文化情境（中国）、新对象（公务员群体）的职业生涯高原现象采用“自下而上”研究路径。考虑到审稿专家的建议，一方面我们在正文中“问题的提出”部分，进一步加强了对本研究在概念的理论建构与方法论上的阐述，另一方，在结果讨论部分，我们特别加强了对于公务员职业生涯高原的概念结构内涵与相关概念结构的联系与区别上的讨论（比如与企业员工的层级高原、中心化高原、层级高原的比较），这样一方面澄清理论建构与方法上的考量，另一方面突出本研究的贡献。

（2）针对审稿专家的第二条建议，我们进行如下修改说明：对 14 个问卷条目进行探索性因素分析，提取因子的方法为主成分分析(principal components analysis)，转轴的方法是极大方差法，选取特征根大于等于 1 作为保留因子的标准。删除题目的原则是结合条目的语义分析，逐步删除过低的负荷值（如小于 0.35）的条目、共同度过小（如小于 0.4）、存在双重负荷（在两个因子上的负荷十分接近）的测量条目。第一次因素分析后删除因子负荷值过低的条目 a6 “调任至外单位任职的希望不大”（因素负荷小于 0.35）；第二次因素分析后删除因子负荷值过低的条目 a2 “在单位内部调动工作的可能性不大”（因素负荷小于 0.35）和存在双重负荷的条目 a13 “我不想继续升职”；第三次因素分析后删除存在双重负荷的条目 a3 “上级领导不关注我”。第四次因素分析的结果比较理想，10 个测量条目呈现出比较清晰的两因子结构，各测量条目的因素负荷在 0.62~0.81 之间。四次因素分析结果的方差解释量逐渐上升，最后的两因子（10 个条目）解释的方差总量为 60.61%。根据审稿专家的建议，我们将历次探索性因素分析主要的结果列举如下，同时在正文中删除测量条目的标准作了简要说明。

第一次探索性因素分析：

KMO 值=.880, Bartlett's Test of Sphericity, Approx. Chi-Square=1480.770, df=91, p=0.000。
 方差解释量: **Total Variance Explained**, Rotation Sums of Squared Loadings,
 Cumulative %=53.054。因素负荷矩阵:

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
a9	.824	.130
a7	.783	.140
a1	.776	.066
a14	.741	.012
a11	.733	.255
a4	.649	.120
a3	.443	.398
a8	.217	.728
a5	.155	.705
a10	.454	.657
a12	.197	.645
a13	.426	.437
a2	.197	.401
a6	-.103	.343

第二次探索性因素分析:

KMO 值=.872, Bartlett's Test of Sphericity, Approx. Chi-Square=1386.952, df=78,
 p=0.000。方差解释量: **Total Variance Explained**, Rotation Sums of Squared Loadings,
 Cumulative %=54.595。因素负荷矩阵:

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
a9	.828	.129
a7	.787	.147
a1	.775	.044
a14	.743	-.003
a11	.739	.253
a4	.652	.096
a3	.424	.320
a8	.230	.730
a5	.247	.725

a10	.462	.656
a12	.213	.639
a13	.421	.445
a2	.198	.334

第三次探索性因素分析：

KMO 值=.885, Bartlett's Test of Sphericity, Approx. Chi-Square=1308.698, df=55, p=0.000。

方差解释量：**Total Variance Explained**, Rotation Sums of Squared Loadings, Cumulative %=59.993。因素负荷矩阵：

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
a9	.825	.207
a7	.788	.209
a1	.780	.128
a14	.722	.134
a11	.701	.340
a4	.638	.180
a3	.404	.394
a8	.112	.784
a5	.392	.769
a10	.335	.766
a12	.096	.721

第四次探索性因素分析：

KMO 值=.875, Bartlett's Test of Sphericity, Approx. Chi-Square=1090.026, df=45, p=0.000。

方差解释量：**Total Variance Explained**, Rotation Sums of Squared Loadings, Cumulative %=60.605。因素负荷矩阵：

Rotated Component Matrix^a

	Component	
	1	2
a9	.806	.219
a7	.798	.145
a1	.766	.226
a14	.737	.142

a11	.658	.188
a4	.624	.201
a8	.126	.784
a5	.368	.777
a10	.329	.769
a12	.085	.728

意见 3: 3. 关于研究 3 的研究方法部分, 尚不清晰。首先, 在该部分中, 作者写道: “我们通过对样本一的问卷调查所获得的数据来验证假设 2 和假设 3” (p. 11) 以及“我们基于该样本的数据来检验假设 1 和假设 4” (p. 12)。请进一步阐释, 为何用样本一检验假设 2 和假设 3, 而用样本二检验假设 1 和假设 4? 其次, 在第 12 页, 作者写道: “样本二选取湖北省某厅级单位及其下属的 2 家单位的公务员作为研究对象, 以随机抽样的方式对不同部门的公务员进行问卷调查”。同理, 请作者进一步详细描述随机抽样的整个过程。最后, 作者采用单一项目来测量公务员的主观职业成功, 请进一步阐释其理由, 以及选择该方法和该条目在现有文献中的依据。

回应: 本研究在研究 2 “公务员职业生涯高原理论结构的验证与信效度检验” 中, 样本来源极其广泛、样本量也较大 (有效样本量为 1037)、代表性较强, 因此在第二轮的大样本数据搜集过程中, 我们准备同时考察职业生涯高原与其职业成功、组织承诺的关系, 所以在问卷设计时就同时加入了主观职业成功、组织承诺的测量工具。这样做有以下几个目的: 第一, 试图充分利用这批代表性较强的大样本和数据的便利条件; 第二, 考察职业生涯高原与主观职业成功、组织承诺的关系也能体现本研究所开发的公务员职业生涯高原测量问卷的预测效度或解释力; 第三, 能进一步展现职业生涯高原状态与公务员对待组织的态度 (组织承诺) 关系, 即揭示职业生涯高原可能对其工作态度与心理产生的负面效应。

考虑到研究对象的身份特殊性以及问卷不可能太长 (题目不能太多), 否则难以获得研究对象的配合, 影响数据质量, 我们并没有在研究 2 中加入过多的效果变量及其相关问卷。当在研究 2 中确立了公务员职业生涯高原的概念结构及其测量工具的有效性时, 接下来的研究工作是进一步考察职业生涯高原与公务员的工作态度与行为的关系。在研究 2 的数据中我们已经同时能检验职业生涯高原与公务员对公共组织承诺的影响, 在研究 3 中, 我们重新搜集数据, 进一步探究职业生涯高原对公务员职业倦怠 (专业效能、情绪耗竭、犬儒主义) 及工作退缩行为的影响。考虑到研究 2 主要用于验证概念的理论结构并确立测量工具, 因此我们在文章报告中将有关职业生涯高原后效的研究全部放在研究 3 中合并报告。我们这样处理, 纯粹是基于研究工作的逻辑递进来考虑和安排, 因而并没有完全依据研究样本和数据获取的顺序来呈现, 但文中并没有阐述清楚, 给审稿专家造成疑惑。

审稿专家进一步提出本研究采用单一项目来测量公务员的主观职业成功的问题。在前人的研究中, 对于主观职业成功的测量, 采用最广泛的是 Greenhuas 等(1990)编制的 5 个条目的“职业满意度”问卷。本研究中的单一条目采自该问卷中的“对目前职业发展成功的总体满意度”条目, 其余 4 个条目则分别让被试评价其对收入、晋升、学习新技能等职业目标的满意度。为了降低测量问卷的长度, 我们仅采用了单一的总体职业满意度测量条目, 这种做法借鉴自测量员工总体工作满意度的研究 (可参见 Xiao, Z. X. & Tsui, A. S.(2007). When brokers may not work: The cultural contingency of social capital in Chinese high-tech firms. *Administrative Science Quarterly*,52:1-31)。

的确, 采用单一条目来测量主观性的概念或变量, 难以保证其测量信度。基于审稿专家的疑虑, 我们在修改稿的研究 3 中删除了原假设 2: “公务员职业生涯高原与主观职业成功

负相关”。即在研究 3 中，仅考察职业生涯高原与组织承诺、职业倦怠、工作退缩行为的关系，不再考察职业生涯高原与主观职业成功的关系。同时，我们将这个单一测量条目仅作为公务员职业生涯高原测量问卷的一个效标指标，即我们假定：当公务员感知到职业生涯高原时，其主观感知的职业生涯发展满意度也较低，即二者存在显著的负相关，修改部分详见“3.2.3 效标检验”。

最后审稿专家请我们详细描述研究 3 的样本二的“随机抽样”过程，需要澄清的是，样本 2 并非严格统计学上的“随机抽样”。事实上，样本二的选取是在湖北省某厅级单位及其下属 2 家单位的人事部门负责人带领下，研究人员在各部门进行现场发放问卷，并宣读问卷填答的指导语，并当场回收问卷，严格地讲，这还是一种“方便式”的抽样。只是在由人事部门的负责人将研究人员带领到哪些部门，研究人员将问卷发给哪些公务员被试，具有一定的“随机”性质，但这显然不是统计学上的“随即抽样”。由于作者写作中表述的不严谨，导致审稿专家和读者会产生误解。感谢审稿专家的指正，我们在修改稿中删除了“随机抽样”的表述。

意见 4: 4. 数据结果的问题。第 13 页的表 3 展示了研究变量间的描述性统计与相关分析结果。从表 3 中可以看出，在样本二中，职业生涯高原与情绪耗竭 ($\gamma = 0.62$) 和犬儒主义 ($\gamma = 0.61$) 的相关系数较高，可能是相关变量全是由被试自评的方式进行导致的。建议补充说明在样本二中，变量间的区分效度达到要求。

回应: 根据审稿专家的建议，我们对样本一中的变量（升迁停滞、职位边缘化、情感承诺、继续承诺、规范承诺）构建了一个 5 因素的测量模型，基于样本一的数据 ($N=1037$) 进行验证性因素分析，结果各项拟合指数如下： $\chi^2=1563.05$ 、 $df=265$ 、 $\chi^2/df=5.90$ 、 $RMSEA=0.07$ 、 $SRMR=0.06$ 、 $IFI=0.95$ 、 $CFI=0.95$ 、 $NFI=0.94$ 、 $NNFI=0.94$ 。模型拟合的结果比较理想，这说明在样本一中变量测量之间具有较好的区分效度。

我们对样本二中的变量（升迁停滞、职位边缘化、情绪耗竭、犬儒主义、专业效能、工作退缩行为）构建了一个 6 因素的测量模型，基于样本二的数据 ($N=230$) 进行验证性因素分析，结果各项拟合指数如下： $\chi^2=869.68$ 、 $df=390$ 、 $\chi^2/df=2.23$ 、 $RMSEA=0.07$ 、 $SRMR=0.07$ 、 $IFI=0.96$ 、 $CFI=0.96$ 、 $NFI=0.93$ 、 $NNFI=0.96$ 。模型拟合的结果同样比较理想，这说明在样本二中变量测量之间也具有较好的区分效度。以上分析结果我们在修改稿中测量工具后加以呈现和解释。

附：样本一的五因素模型拟合指数结果

Degrees of Freedom = 265

Minimum Fit Function Chi-Square = 1563.05 (P = 0.0)

Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 1687.33 (P = 0.0)

Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 1422.33

90 Percent Confidence Interval for NCP = (1296.30 ; 1555.82)

Minimum Fit Function Value = 1.51

Population Discrepancy Function Value (F0) = 1.37

90 Percent Confidence Interval for F0 = (1.25 ; 1.50)

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.072

90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.069 ; 0.075)

P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.00

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 1.74

90 Percent Confidence Interval for ECVI = (1.62 ; 1.87)

ECVI for Saturated Model = 0.63

ECVI for Independence Model = 25.30
Chi-Square for Independence Model with 300 Degrees of Freedom = 26163.73
Independence AIC = 26213.73
Model AIC = 1807.33
Saturated AIC = 650.00
Independence CAIC = 26362.33
Model CAIC = 2163.97
Saturated CAIC = 2581.83
Normed Fit Index (NFI) = 0.94
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.94
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.83
Comparative Fit Index (CFI) = 0.95
Incremental Fit Index (IFI) = 0.95
Relative Fit Index (RFI) = 0.93
Critical N (CN) = 214.08
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.079
Standardized RMR = 0.058
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.88
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.86
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.72

附：样本二的六因素模型拟合指数结果

Degrees of Freedom = 390
Minimum Fit Function Chi-Square = 869.68 (P = 0.0)
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 879.70 (P = 0.0)
Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 489.70
90 Percent Confidence Interval for NCP = (407.44 ; 579.67)
Minimum Fit Function Value = 3.80
Population Discrepancy Function Value (F0) = 2.14
90 Percent Confidence Interval for F0 = (1.78 ; 2.53)
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.074
90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.068 ; 0.081)
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.00
Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 4.50
90 Percent Confidence Interval for ECVI = (4.14 ; 4.89)
ECVI for Saturated Model = 4.06
ECVI for Independence Model = 57.94
Chi-Square for Independence Model with 435 Degrees of Freedom = 13207.92
Independence AIC = 13267.92
Model AIC = 1029.70
Saturated AIC = 930.00
Independence CAIC = 13401.07
Model CAIC = 1362.55
Saturated CAIC = 2993.71
Normed Fit Index (NFI) = 0.93

Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.96
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.84
Comparative Fit Index (CFI) = 0.96
Incremental Fit Index (IFI) = 0.96
Relative Fit Index (RFI) = 0.93
Critical N (CN) = 121.57
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.083
Standardized RMR = 0.069
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.80
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.76
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.67

审稿人 2 意见：

意见 1：1.文章题目为“公务员职业生涯高原结构、测量及影响”，作者也对应的报告了三个研究，但从文章总体来看，作者的重心在于结构与测量，研究三确切来说考察的并不是严格意义上的影响（如重在考虑影响的话，应当考虑纵向设计更为合适），而是对于所编制问卷效度的进一步检验。尤其是研究三中的样本一与研究二中的样本重合，分为两个研究来分开报告结果是否合适。

回应：正如审稿专家所言，本研究的重心在于结构与测量，研究三确切来说考察的并不是严格意义上的影响（如重在考虑影响的话，应当考虑纵向设计更为合适），而是对于所编制问卷效度的进一步检验。但我们认为，研究三具有双重目的，其一是如审稿专家所言，能进一步检验我们编制的公务员职业生涯高原问卷的预测效度，根据专家的意见，我们在修改稿的讨论部分将补充阐述研究三在这方面的功能；其二也是希望考察公务员职业生涯高原与一些重要的职业心理与行为变量的关系，因为这方面的研究国内尚是空白，也为后续针对公务员职业生涯高原的机制研究与治理研究提供一些理论与实证依据。我们认为，研究三在这方面的功能也极为重要。研究三中对于组织承诺的测量是在研究二的调研过程中同时进行的，考虑到文章在结构篇幅上的平衡，以及研究工作的递进层次，我们综合权衡后，才将有关职业生涯高原与公务员组织承诺、职业倦怠、工作退缩行为的关系的探讨合并到研究三中报告。

对此，第一位外审专家也有类似的疑问，我们在前面进行了较为详细的修改说明。在此，我们将前面的解释和回答列在下面，希望审稿专家能理解：

本研究在研究 2 “公务员职业生涯高原理论结构的验证与信效度检验”中，样本来源极其广泛、样本量也较大（有效样本为 1037）、代表性较强，因此在第二轮的大样本数据搜集过程中，我们准备同时考察职业生涯高原与其职业成功、组织承诺的关系，所以在问卷设计时就同时加入了主观职业成功、组织承诺的测量工具。这样做有以下几个目的：第一，试图充分利用这批代表性较强的大样本和数据的便利条件；第二，考察职业生涯高原与主观职业成功、组织承诺的关系也能体现本研究所开发的公务员职业生涯高原测量问卷的预测效度或解释力；第三，能进一步展现职业生涯高原状态与公务员对待组织的态度（组织承诺）关系，即揭示职业生涯高原可能对其工作态度与心理产生的负面效应。

考虑到研究对象的身份特殊性以及问卷不可能太长（题目不能太多），否则难以获得研究对象的配合，影响数据质量，我们并没有在研究 2 中加入过多的效果变量及其相关问卷。当在研究 2 中确立了公务员职业生涯高原的概念结构及其测量工具的有效性时，接下来的研究工作是进一步考察职业生涯高原与公务员的工作态度与行为的关系。在研究 2 的数据中我

们已经同时能检验职业生涯高原与公务员对公共组织承诺的影响,在研究3中,我们重新搜集数据,进一步探究职业生涯高原对公务员职业倦怠(专业效能、情绪耗竭、犬儒主义)及工作退缩行为的影响。考虑到研究2主要用于验证概念的理论结构并确立测量工具,因此我们在文章报告中将有关职业生涯高原后效的研究全部放在研究3中合并报告。我们这样处理,纯粹是基于研究工作的逻辑递进来考虑和安排,因而并没有完全依据研究样本和数据获取的顺序来呈现,但文中并没有阐述清楚,给审稿专家造成疑惑。

意见2: 2.研究三中对于共同方法偏差的 Harman 单因子检验不够严格,简单的进行单因子检验并不是很有说服力,作者应当强化这一部分的内容。

回应: 基于审稿专家的建议,我们从三个方面来强化共同方法偏差的控制与检验,一是对程序控制的说明;二是 Harman 单因子检验;三是控制不可测量方法因子的方法来检验。具体阐述如下:

由于本研究采用问卷调查法,所有的问卷题目均由被试本人填答,因此测量中可能存在共同方法偏差(common method bias)问题。在程序控制上:(1)本研究在数据收集过程中强调匿名性、保密性以及数据仅限于科学研究的说明;(2)在不同变量的测量项目上采用不同的计分方式,例如有的测量问卷采用 Likert5 点计分,有的则采用 Likert4 点计分;(3)对不同问卷采用不同的反应方式,如有的采用同意程度,有的采用符合程度,有的采用行为频次。由于程序控制只能对共同方法偏差起到部分的修正作用,我们接着采用统计方法进一步检验共同方法偏差效应。

首先根据 Podsakoff、MacKenzie、Lee 和 Podsakoff(2003)的建议,我们进行了 Harman 单因子检验,也就是同时对所有变量的项目进行未旋转的主成分因素分析。如果得到了多个因子,且第一个因子解释的变异量没有超过 40%,则表明共同方法变异问题并不严重。本研究中,样本一的未旋转的主成分因素分析结果表明,有 3 个因子的特征根值大于 1,且第一个因子解释的变异量只有 23.65%;样本二有 6 个因子的特征根值大于 1,第一个因子解释的变异量只有 27.07%。这一结果初步说明本研究中的共同方法偏差问题并不严重。

考虑到单因子方法检验共同方法偏差的局限性,进一步通过控制非可测潜在因子影响法检验共同方法偏差(Anderson & Williams, 1992)。将共同方法偏差作为一个潜变量进入结构方程模型,允许所有的标识变量在该方法潜变量上负载,通过比较含有共同方法偏差潜变量与不含方法潜变量的两种情况下的拟合程度,来检验共同方法偏差效应。通过比较样本一中两模型的 χ^2 和 df 的差值可知,当在五因素模型中加入一个共同方法变异因子后,模型的卡方值并没有得到显著的改变($\Delta df=25, \Delta \chi^2=35.63, p>0.05$)。当在样本二的六因素模型中加入一个共同方法变异因子后,模型的卡方值也没有显著的改变($\Delta df=30, \Delta \chi^2=41.02, p>0.05$)。此外,样本一与样本二在纳入共同方法因子前后两模型的 *RMSEA*、*CFI*、*IFI*、*NFI*、*NNFI* 等主要拟合指标的改变在 0.01~0.02 之间,其改变并不显著。因此可判定,加入共同方法偏差因子后,模型并未得到十分明显的改善,即共同方法偏差对模型中的变量关系并未产生显著影响,基于本研究的数据得出的职业生涯高原与各效果变量的关系是可信的。

意见3: 3.通过研究1和研究2的努力,作者将职业生涯高原分为职位边缘化和升迁停滞两位维度,在一定程度上体现出了公务员这一职业群体的生涯高原特殊性。作者也明确指出“两因素既共同反映了相同构念的内容,又具有一定程度的独立性”,但在研究三的结果报告的表3和表4中,作者都是以职业生涯高原的总分来进行统计分析的,导致前后研究之间的内在不一致性。

回应: 我们完全同意并采纳审稿专家的意见。基于职业生涯高原的不同维度来分析其对不同效果变量的影响,这样在理论上更合理,在研究上也更细致,有利于得出更深入、更有

意义的结果。因此，我们重新进行了数据的统计分析，结果见修改后的表3和表4。重新分析后的结果的确与之前基于职业生涯高原总分的分析结果有所不同。研究表明，公务员职业生涯高原不同维度与效果变量的关系有差异，公务员升迁停滞与组织情感承诺、规范承诺、情绪耗竭、犬儒主义正相关，与继续承诺、专业效能、工作退缩行为的关系不显著；公务员职位边缘化与组织情感承诺、规范承诺、专业效能负相关，与情绪耗竭、犬儒主义、工作退缩行为正相关，与继续承诺的关系不显著。

从上面的结果来看，有两点特别值得注意：第一，公务员的升迁停滞对不同结果变量的影响有方向上的差异，如对职业倦怠有消极影响，但对组织承诺具有积极影响，这更加凸显了公务员职务升迁的复杂性，我们主要基于职业生涯发展阶段理论加以解释。第二，公务员职业生涯高原不同维度对结果变量的解释力也有显著差异，升迁停滞的解释力不强，但职位边缘化的解释力很强，并且后者的影响主要是消极的，对此我们主要基于需要层次理论加以解释。正如审稿专家的建议和推测，基于不同维度的分析结果的贡献可能更大，为此我们在结果呈现和讨论部分做了大幅度的修改与调整。感谢审稿专家的建议。

意见4：4.文中还存在少量的错别字问题，请作者自行核查。

回应：感谢审稿专家的批评和指正，我们重新仔细核查全文。

意见5：5.文中的部分内容需要进一步补充文献依据，尤其是在涉及到公务员职业特性的相关表述中，如“全国95%以上的公务员都在处级以下，而在县乡两级公务员中，更多的人只能在‘科员’与‘办事员’这‘两级台阶’上走完‘仕途’”，“中国公务员分为领导职务（包括乡科级、县处级、市厅级、省部级、国家级）和非领导职务（包括科员与办事员、正副主任科员、正副调研员、正副巡视员）两大类或系列”，“交流有一定‘趋高性’，往往成为晋升的前提，没有交流的机会，也表明晋升希望渺茫”。如此等等，如果没有对应的文献依据，就会给人一种自说自话的感觉，影响了行文的严谨性。

回应：感谢审稿专家对我们在语言表述的规范性和严谨性上的指正。对于中国公务员的数量规模及各职务层级的结构比例问题，学术界一直存在争议，由于统计口径的差异，真实可靠的相关数据和资料十分缺乏，本文作者在各官方网站和学术期刊及硕博论文数据库中都进行过大量的搜索，很难获得权威的参考资料和文献。本文指出“全国95%以上的公务员都在处级以下”的确不够科学严谨，但从我们搜集到的各类资料来看，得出“绝大部分公务员都在处级以下”这一观点应该是符合事实的，因此在修改中我们删除了“95%”这样过于量化精确的数据，采用较为弹性化的表述和处理，这也是不得已的办法，相信不致于让读者产生误解。相关资料可参阅：

[1]李利平. 中国公务员规模问题研究. 南开大学博士学位论文, 2010.

[2]李建忠. 建立公务员职务与职级并行制度的路径选择. 人事天地, 2013年第6期.

此外，根据审稿专家的建议，我们将文中“中国公务员分为领导职务（包括乡科级、县处级、市厅级、省部级、国家级）和非领导职务（包括科员与办事员、正副主任科员、正副调研员、正副巡视员）两大类或系列”，“交流有一定‘趋高性’，往往成为晋升的前提，没有交流的机会，也表明晋升希望渺茫”等较为主观化的表述均列出了相应的参考文献。

第二轮

审稿人1意见：

意见1：作者对第一轮提出的审稿意见做出了非常认真、详实的回应，并且在文中也进行了相应的修改，比上一稿论文有较大的进步！但是，文章中仍然有一些**关键问题**没有阐述清楚，

需要进一步修改。具体的修改建议如下：1. 本研究提出假设的证据不充分，逻辑不严谨，需要继续补充。该问题比较严重，请作者进一步修改！本文在提出假设的部分论述不充分，请继续查阅相关文献，提供充分的论据，进而提出相应的假设。如，本研究的假设 1 提出，“公务员升迁停滞、职位边缘化分别与其对组织的情感承诺负相关（H1a），与继续承诺正相关（H1b），与规范承诺负相关（H1c）”。在提出该假设之前，作者仅仅简要回顾了组织承诺的相关定义和不同维度，但是并没有对升迁停滞、职位边缘化与组织承诺之间的关系进行详细的阐述和推导。请作者进一步回顾相关文献，在现有理论的基础上进行推导。类似地，在提出假设 2、假设 3 时，也请进一步补充完善相关理论。

回应：感谢审稿专家指出我们在假设推导过程中的逻辑严谨性问题，根据审稿专家的意见，我们进行了完善。具体的，针对假设 1，一方面，我们结合中国公务员职业生涯发展与流动的特殊性来分析，比如公务员职业运动轨迹与发展结果受组织、体制因素影响较大，且向组织外部流动、主动离职较少(梁文懋, 杨龙兴, 2006; 梁丽芝, 郑凤娇, 2007); 另一方面，我们根据归因理论(attribution theory)和“自我服务偏差”(self-service bias) (Weiner, 1985)来推论，公务员很可能将高原状态归因于与组织、政策、体制等相关的外因，并因此而降低对组织的承诺；此外，还根据社会交换理论(Blau, 1964)来推论，长期处于职业生涯高原状态的公务员容易产生受到组织不公正对待的感受，会降低自己回报组织的义务感，可能表现为降低对组织的承诺；再次，我们列举文献中已有的一些间接实证研究证据，比如针对企业员工样本的研究证实职业生涯高原与情感承诺存在负相关关系(Ji-hyun & Jinkook, 2008; 谢宝国, 龙立荣, 2008)。最后，我们根据组织承诺的三维度理论（情感承诺、继续承诺、规范承诺）及不同成分的特点来提出假设 1。

针对假设 2，我们从压力的视角出发，将职业生涯高原看作一种工作压力源，而职业倦怠则是职业压力的症状，在以往文献中，“压力→倦怠”的模型已得到广泛支持(Schaufli & Taris, 2014)。因此，我们根据压力理论中的经典的资源保存理论(the conservation of resources, COR)(Hobfoll, 1989)来推论，公务员的职业生涯高原，会导致资源的实际的、潜在的损失，因而感知到压力和威胁，工作资源的相对缺乏，会进一步对身心反应产生负面影响，引发工作倦怠感。同时，指出其他研究证据，比如在其他样本的研究中发现，企业员工和教师的职业生涯高原与工作倦怠正相关(陈子彤, 金元媛, 李娟, 2011; 赵寅汝, 2012)，最后我们提出假设 2。针对假设 3，如同假设 1（因为已有大量研究证实组织承诺与退缩行为相关），我们同样从归因理论与社会交换的理论角度来进行分析与推导，最后提出假设 3。

意见 2： 2. 关于样本数据使用的建议。关于样本数据的使用问题，在第一轮的审稿意见中已经提出，感谢作者给出了详细的回应，但是，“样本量大”并不能作为用该样本来检验假设 1 的理由。另外，原则上讲，验证性因素分析和假设检验需要用不同的样本来检验，不过鉴于数据收取的难度较大，可以将大样本数据随机分为两部分，一部分用于验证性因素分析，而另一部分用于假设检验，从而使结果更有说服力。

回应：根据审稿专家的建议，我们用计算机将在 7 个地市收集的 1037 份公务员有效问卷数据随机分为两半，一半样本 ($N=517$) 用于验证性因素分析，以验证质性研究和探索性研究中所归纳的公务员职业生涯高原概念结构，另一半样本 ($N=520$) 用于考察公务员职业生涯高原与效果变量的关系。因此，这一轮修改中，我们对数据的分析部分做了很大的调整，具体如下：(1) 研究 2 中，基于样本 ($N=517$) 的数据重新进行验证性因素分析，结果同样支持了公务员职业生涯高原的双因素结构模型（升迁停滞、职位边缘化）($\chi^2=155.06$, $df=34$, $\chi^2/df=4.56$, $RMSEA=0.08$, $SRMR=0.04$, $IFI=0.98$, $CFI=0.98$, $GFI=0.94$)。(2) 在研究 2 中，对公务员职业生涯高原问卷的信度、效标效度和与人口学特征变量的关系重新进行了统计分析。(3) 研究 3 中，基于样本 ($N=520$) 的数据重新进行信度分析、验证性因素

分析和共同方法偏差检验，结果表明数据中变量测量具有较好的信度与效度，共同方法偏差效应不太严重。(4) 在研究 3 中，对数据 (N=520) 重新进行相关分析，并基于该样本来检验研究 3 的假设。由于我们对回归模型的设定进行了修改，除个别结果外（如升迁停滞），主要的假设检验结果与前几轮的文章也基本相同。

具体修改部分请参阅文中蓝色字体部分。

意见 3: 3. 关于假设与结论不一致的解释。文中假设部分提出“假设 1: 公务员升迁停滞、职位边缘化分别与其对组织的情感承诺负相关 (H1a)，与继续承诺正相关 (H1b)，与规范承诺负相关 (H1c)”；而数据得到的结果却是公务员升迁停滞与组织情感承诺、规范承诺正相关，与继续承诺的关系不显著；公务员职位边缘化与组织情感承诺、规范承诺负相关，与继续承诺的关系不显著。作者在讨论部分主要从样本特性的角度进行解释，这是可能的原因之一。但是，建议作者先补充理论部分的推导，充分证明提出的假设的科学性，再进行合理的数据分析，然后对比假设是否得到数据的支持。

回应: 在上一轮的修改稿中，我们的确基于数据分析发现如审稿专家所提及的结果（如公务员升迁停滞与组织情感承诺、规范承诺正相关，与继续承诺的关系不显著；公务员职位边缘化与组织情感承诺、规范承诺负相关，与继续承诺的关系不显著），这一分析结果也的确与本研究的假设不一致，我们在事后的解释时也感到吃力，仅勉强从样本特征进行了分析，有不足的地方。结合审稿专家的第 2 条意见，触发我们重新进行了数据分析，并仔细检查数据分析过程中的细节问题。首先，是根据专家的意见，我们将大样本（1037 人）用电脑随机分成两半，一半数据 (N=517) 用于验证性因素分析，另一半样本 (N=520) 用于考察职业生涯高原与组织承诺关系的假设检验。同时，我们在层级回归建模中，对控制变量进行了仔细筛查，发现在上一轮修改的数据分析中并纳入年龄变量，只采用了工龄变量，年龄与工龄又存在高度相关 ($r=0.92, p<0.01$)，二者都与组织承诺高相关，但年龄的相关系数更大，如果同时纳入到回归模型中作为控制变量，又发现两个变量之间存在严重的多重共线性问题（其他变量之间没有发现多重共线性问题），在查阅了一些研究方法和统计方法的书（例如罗胜强老师的《管理学问卷调查研究方法》，2014）中对于层级回归分析的要求后，我们删除了“工龄”变量，仅保留了“年龄”。这样控制变量为：性别、年龄、教育程度、职务（是否领导职务）。我们对数据重新进行统计分析，就出现了目前修改稿中较为“正常”的结果，即没有出现与本研究的假设完全矛盾的结果，数据分析结果与本文的理论假设基本一致。再次感谢审稿专家的指点，让我们在数据的分析与理论假设的严谨性、吻合性上得到提升。

意见 4: 4. 文章写作整体缺乏严谨性，请进一步补充文献依据。在文中有部分内容缺乏证据支持，使行文缺乏严谨性，请补充相关文献依据。如，在“1.1 公务员仕途的天花板现象”部分提到，“鉴于我国各类党政机关为高耸的‘金字塔’形组织结构，我们推测，大量有潜质的公务员的职业生涯发展会过早地停滞不前，他们在不同人生阶段，都长期陷入职业生涯高原状态，也被媒体称为官员或干部仕途的‘天花板现象’。”这是本文研究问题的出发点，需要提供更加详细和充分的证据来表明公务员仕途“天花板现象”在我国确实普遍存在，有研究的价值和意义。又如，关于“天花板现象”的定义，作者选取了百度百科相关词条的解释，相对来说，缺乏研究的严谨性和科学性，请作者查阅相关文献，提供准确的定义以及文献支持。再如，文中提到“全国绝大部分公务员都在处级以下，而在县乡两级公务员中，更多的人只能在‘科员’与‘办事员’这‘两级台阶’上走完‘仕途’”。这一描述是否有相关资料的支持？如果没有提供证据支持，难免让人感觉缺乏严谨性和科学性。因此，请作者务必对全文再做详细的补充和修改，做到有理有据，逻辑严密。

回应：感谢审稿专家的对作者在写作和阐述严谨性方面的批评。对于审稿专家列举的问题，我们随后再次查阅文献，并做了相应的修改。是什么制约着“天花板”干部的上升？“天花板”干部有哪些危害？如何有效化解“天花板”困局？等等。针对这些问题，人民论坛杂志社联合多家网络媒体（如人民网、人民论坛网、新华网、腾讯网等）和研究机构（如中共中央党校、国家行政学院、中国延安干部学院、中共天津市委党校、中共湖南省委党校等）进行了广泛的网络调查、问卷调查、电话、面谈、邮件调查等，受调查人数总计 8311 人。针对调查结果以及相关问题，在《人民论坛》（中文核心期刊）上开辟专刊和系列文章来讨论公务员仕途天花板现象，反映了该现象在公务员队伍中的普遍性和危害性。“仕途天花板”这一说法在该刊中正式提出，在百度百科中也有相应的词条解释。详细情况可参考以下文献：

杜凤娇.(2009). 仕途“天花板”：突不破的“围”——干部成长“天花板”调查. 人民论坛, (12), 16-19.

关于上文及公务员仕途天花板现象，众多主流的网络媒体也进行了相关转载和报道，列举如下供参考：

中国新闻网：<http://www.chinanews.com/gn/news/2009/12-07/2003705.shtml>

人民网：http://paper.people.com.cn/rmlt/html/2009-12/01/content_399344.htm

中国共产党新闻网：<http://fanfu.people.com.cn/GB/77909/12894084.html>

新华网：http://news.xinhuanet.com/local/2009-12/17/content_12658922.htm

香港商报：http://www.hkcd.com.hk/content/2009-12/07/content_2442170.htm

荆楚网：<http://focus.cnhubei.com/original/200912/t894118.shtml>

由于学术界目前还缺乏对公务员职业生涯高原、仕途“天花板”现象的直接研究，所以我们在文中引用了以上调研结果，作为本文研究的证据。详细修改可参见正文部分。

另外，对于审稿专家所指出的问题，我们又仔细阅读了全文，尽力将其他类似的可能不太严谨的表达也进行了进一步修正。

意见 5： 5. 请仔细检查格式，保持一致。文中有部分内容的格式不一致或与要求不符（如数字、字体），同时也有错别字，请仔细检查并修改。

回应：感谢审稿专家的批评，我们重新阅读并对照《心理学报》网站上的格式规范和投稿要求，对上述问题进行了修订。

审稿人 2 意见：

意见 1： 作者针对两位审稿人的意见对文章进行了修改，修改后的文稿突出了公务员职业高原的特殊性，研究方法与程序的表述比较具体，行文也严谨许多。总体来看，较好的回答了审稿人的问题，建议录用。

回应： 非常感谢审稿专家的意见！

第三轮

审稿人 1 意见：

意见 1： 以下发现（1）和（2），仅有一字（级与务）之差，我读了数遍才看出差别，建议采用什么醒目的方法让读者好辨识、理解。其次，考虑到中国公务员管理体制的特殊性，如公务员的职级与职务不一定具有“同步性”，比如存在“高职低就”和“低职高就”的情况(施康,2006;刘欣,2014)，我们采用独立样本 T 检验方法进行差异分析，结果发现：（1）任目前职级 5 年以上的公务员，其升迁停滞得分 ($M=3.18, SD=0.96$) 显著高于 5 年以内者 ($M=2.85, SD=0.99$) ($t=3.79, p<0.01$)，其职位边缘化得分 ($M=2.85, SD=0.90$) 也高于 5 年以内者 ($M=2.70,$

SD=0.87) (边缘显著, $t=1.77$, $p<0.10$)。(2) 任目前职务 5 年以上公务员, 其升迁停滞得分 ($M=3.24$, $SD=0.97$) 显著高于 5 年以内者 ($M=2.85$, $SD=0.98$) ($t=4.17$, $p<0.01$), 其职位边缘化得分 ($M=2.90$, $SD=0.92$) 也显著高于 5 年以内者 ($M=2.69$, $SD=0.86$) ($t=2.49$, $p<0.05$)。

回应: 职务是指公务员所具有的岗位头衔称谓, 主要体现工作能力和职责大小, 如科长、县长、局长、处长、厅长等。而职级是指一定职务层次所对应的级别, 主要体现资历, 如县长所对应的职级一般是县处级正职。《公务员法》第十四条还规定国家实行公务员职位分类制度, 公务员职务类别按照职位性质、特点和管理需要, 划分为综合管理类、专业技术类、行政执法类等类别。《公务员法》第十六条还规定, 公务员职务分为领导职务和非领导职务, 领导职务层次由乡科级副职到国家级正职, 非领导职务层次在厅局级以下设置, 综合管理类的非领导职务包括巡视员、副巡视员、调研员、副调研员、主任科员、副主任科员、科员、办事员。

而公务员的职级(级别)则分为十五级, 例如办事员为十至十五级, 科员为九至十四级, 科级副职、乡级副职、副主任科员为九至十三级, 科级正职、乡级正职、主任科员为九至十二级, 处级副职、县级副职、助理调研员为八至十一级, 处级正职、县级正职、调研员为七至十级, 司级副职、厅级副职、助理巡视员为六至八级, 司级正职、厅级正职、巡视员为五至七级, 等等。从以上可看出, 我国公务员的职务与职级之间不完全一致, 但又存在交叉重叠和一定的对应关系。考虑到审稿专家的意见, 这的确会给读者造成一定的困扰, 我们在正文中插入一点关键性的解释, 例如“考虑到中国公务员管理体制的特殊性, 如公务员的职级与职务既有联系又有区别, 职务指公务员所具有的岗位头衔称谓, 主要体现工作能力和职责大小, 如科长、处长、县长、局长、厅长等; 职级指一定职务层次所对应的级别, 主要体现资历, 如县长所对应的职级是县处级正职, 与正处级、调研员可能为相同级别。”

最后, 英文摘要经多研究人員把关, 并请英文专业人员审订过。