

# 民族社会学研究通讯

普考通

## SOCIOLOGY OF ETHNICITY

主办单位：  
中国社会学会民族社会学专业委员会  
北京大学社会学人类学研究所  
中国社会与发展研究中心

第 91 期  
2011 年 7 月 15 日

\*\*\*\*\*

### 苏联民族问题讨论专辑之六

#### 目 录

##### 【论 文】

斯大林的民族理论与大陆帝国 施 展

##### 【译 文】

马克·贝辛格 (Mark R. Beissinger) 著《民族主义动员与苏联国家解体》  
第三章 构建民族主义 欧登草娃 译, 王娟 校

\*\*\*\*\*

Association of Sociology of Ethnicity, Sociology Society of China  
Institute of Sociology and Anthropology, Peking University

## 【论 文】

# 斯大林的民族理论与大陆帝国\*

施 展\*\*

### 一、对于中亚的有效统治构成大陆帝国的基石

近代地缘政治学的鼻祖麦金德提出过一个人们耳熟能详的三段论：“谁统治东欧，谁就主宰心脏地带；谁统治心脏地带，谁就主宰世界岛；谁统治世界岛，谁就主宰全世界。”他于此念兹在兹的即是作为一个大陆帝国的俄国对于统治海洋的英国所构成的潜在威胁。<sup>1</sup>

麦金德的担忧不是没道理的。俄国历来有着帝国梦想<sup>2</sup>，其帝国心理建基于大陆，但必致力于将力量通达海洋。彼得大帝曾在其临终遗嘱中阐述了俄国应当秉持的地缘大战略，提出应当“尽可能逼近君士坦丁和印度，谁统治那里，谁就将是世界真正的主宰。因此，不仅在土耳其，而且在波斯都要挑起连续的战争。在黑海边上建立船坞，在黑海边和波罗的海沿岸攫取小块土地，这对实现我们的计划是必要的。在波斯衰败之际，突进到波斯湾，如有可能应重振古代与黎凡特的贸易，推进到印度，它是世界的仓库。达到这一点，我们就不再需要英格兰的黄金了。”<sup>3</sup> 彼得一世的遗嘱为其后人所尊奉，除了蚕食土耳其之外，历代俄国沙皇都对“温暖的印度洋”怀抱着极大的兴趣。与拿破仑同时代的沙皇保罗一世在 1801 年曾欲图与拿破仑合作进军印度，攻击大英帝国的亚洲心脏，他甚至在派兵进军途中便已将印度封给哥萨克人，只是因为保罗一世猝然驾崩，这一宏大计划才算告吹。<sup>4</sup>

俄国若欲进逼印度洋从而成就世界岛的霸主，则对于中亚的统治是必需的。中亚有着丰富的人力物力资源，同时又是世界岛的交通枢轴。掌控了这里，不仅可以南下威慑印度，复可东进经略新疆、西顾击破波斯与土耳其。如此，则既直接威胁大英海洋帝国的核心区域，又可压制另外几个大陆国家中国、土耳其和伊朗。可以说，对于中亚的有效占领与统治，奠定了俄国大陆帝国的基石。

中亚在历史上是搅动欧亚两大洲的游牧帝国发祥地。在冷兵器时代叱咤千载的草原民族建立了走马灯般变换的草原帝国，对欧亚大陆两端的农耕帝国形成巨大冲击。但游牧帝国逐水草而居、以属人管理替代“人-地”联立管理的政治经济结构，决定了其无法以中亚为基地而形成可持续可扩展的政治治理<sup>5</sup>，所以在中亚的草原帝国都是忽生忽灭。而中亚由于其特殊的地形与气候，散落其间的局部的农耕地区注定无法对抗周边骤然兴起的草原民族，结果，在中亚始终无法形成

\* 本文刊载于《大观》总第 5 期，第 21-39 页。感谢作者同意在此转载。

\*\* 作者供职于外交学院外交学系。本文的许多观点受益于笔者与中国社会科学院政治学所王利博士的多次讨论，鉴于双方观点的高度融合性，不再一一指出，在此一并致谢。当然，文责自负。

<sup>1</sup> 关于麦金德对于俄国的分析，参见（英）哈·麦金德，《历史的地理枢纽》，林尔蔚、陈江译，商务印书馆 1985 年版。

<sup>2</sup> 关于俄国的帝国特性，参见拙文《欧亚？帝国？欧亚合众国！》，《大观》第 3 期，法律出版社 2010 年版。

<sup>3</sup> 转引自李际均：《军事战略思维》，军事科学出版社，1988 年版，145 页。

<sup>4</sup> 参见（俄）M. A. 捷连季耶夫，《征服中亚史》，第三卷，西北师范学院外语系译，商务印书馆，1986 年版，653-656 页。关于彼得大帝与保罗一世的印度经略，亦参见捷连季耶夫，《征服中亚史》，第一卷，武汉大学外文系译，商务印书馆 1980 年版，55-57 页。

<sup>5</sup> 关于游牧社会的政治经济学，参见王明珂，《游牧者的抉择——面对汉帝国的北亚游牧部族》，广西师范大学出版社 2008 年版。第一章：“游牧经济与游牧社会”。关于属人管理与“人-地”联立管理的区别，本文在后面还会递次述及，此处不赘。

一个大规模、可持续的稳定帝国。俄国在 19 世纪开始大规模进入中亚。俄国人的到来使得中亚第一次有了对草原民族具有压倒性军事优势的定居民族，它在军事征服之后，在中亚设置总督区，置省，行俄国司法。通过俄国的剑与法，中亚政治终于获得一种稳态。

俄国对中亚的稳定掌控是世界史上的一件大事。一方面，国际政治态势中大陆国家与海洋国家的大格局对抗形成——俄国以中亚作为其经略东西方问题的地缘枢轴，英国以印度洋作为其经略东西方问题的地缘枢轴，两大枢轴交汇于阿富汗<sup>1</sup>；另一方面，广义的西方文明在亚欧大陆对东方文明的挤压形成合围之势。

与此同时，世界史上另两件大事也分别扩展开来，这就是民族主义运动以及社会主义运动。正是这两件大事颠覆了沙皇的帝国梦，但是这并未终结俄国的帝国梦，它在布尔什维克——主要是斯大林——的手中以新的模式获得了展开。

## 一、 民族主义运动与民族国家的“人-地”治理

民族主义起于法国大革命，又经德国发酵，波及于整个欧洲。贯穿于 19 世纪乃至 20 世纪初期的民族主义运动中，波兰复国运动是极为重要的一股力量，它激荡着整个欧洲，尤其是对于奥匈帝国和俄罗斯帝国构成巨大挑战。这是两国的任何政治家都要认真面对的问题。

民族主义的建国理念又与现代国家的政治治理之间有着相应关联。

现代国家之政治治理的一个关键在于对“人”的统治与对“地”的统治的结合，这一点在今天看来平淡无奇，但却是在历史中经历了艰难的发展历程才获得证成。现代国家系从古典帝国中脱胎而出。作为人们所能想象出的唯一可以终极自立<sup>2</sup>的政治体形式，古典帝国是一种道德理念的承载者，其核心关注在于“代天牧民”，并不具体指向特定领土。而在古典世界，土地与隶属于一个宗祀群体之中的人的生命直接相关联，个体要在一个整全性的政治体当中获得对于灵魂的提升。<sup>3</sup> 所以古典政治理论中不会直接论及土地问题，但对“人”的治理会间接地反映在“地”上。到了中世纪，土地问题在一种封建制度的结构下获得审视。封建领主被分封于具体的土地之上，然而中世纪早期封建主——即使他是国王——的领土仅具有私有财产的性质，而无公共品性。但是在 11 世纪的教皇革命之后，欧洲的一些大封建主开始建立了自己的王室法律体系。这种法律体系超出了一般的家政管理范畴，开始具有公共性质，“在 12 和 13 世纪，（国王）们作为地域性统治者开始通过王室官吏直接统治他们的臣民，这些官吏被授权执行多少有些特定的任务，诸如王室法官和税务官等。”<sup>4</sup> 这样，代天牧民的职责从神圣罗马帝国皇帝以及教皇的身上下移到了世俗王公的身上，绝对主义国家开始出现。由于王公们代天牧民之管辖权局限于其封建领地，国家终于将对“人”的统治与对“地”的统治联系起来。

绝对主义国家的“人-地”联立统治在现代政治学中被重新做了一番包裹，转化为对于“民族-国家”（Nation-State）理念的论证。Nation 一词源自拉丁语 natio，原意是起源、生发，具有时

---

<sup>1</sup> 阿富汗可谓均衡海陆两大帝国地缘政治枢轴的枢轴。历史上印度的征服者多由阿富汗俯冲而下；对阿富汗的争夺在 19 世纪曾导致英俄之间剑拔弩张，最后两国同意放弃对抗而结盟，也是因为先在阿富汗达成妥协。20 世纪后期，阿富汗成为消磨苏维埃帝国这一庞大肌体的最后精力的溃疡；21 世纪，阿富汗又成为美国经略中亚的据点。吉尔吉斯斯坦的政治动荡寓示着费尔干纳周边地区可能的巴尔干化，这些地方与阿富汗山水相连，它们加在一起有可能成为一个地缘政治意义上的“大阿富汗”。

<sup>2</sup> 所谓“终极自立”，在此处意指该政治体具有内在的、或隐或显的道德价值，可不以其他更高的政治体为中介，而直接联系于终极价值，从而值得人们对其效忠。下文还会提到 nation 的终极自立，也是在此含义上来表述的。

<sup>3</sup> 参见（法）库朗热，《古代城邦——古希腊罗马祭祀、权利和政制研究》，谭立铸等译，华东师范大学，2006 年版，51-62 页。（英）梅因，《古代法》，沈景一译，商务印书馆 1959 年版。第八章：“财产的早期史”。

<sup>4</sup> （美）哈罗德·J. 伯尔曼，《法律与革命——西方法律传统的形成》，贺卫方、高鸿钧、张志铭、夏勇译，中国大百科全书出版社 1993 年版。638 页。

间性，是“人”的维度。Nation 以“自我立法”取代了绝对主义君主的“代天牧民”，构成现代国家得以终极自立的理念基础。State 一词源自拉丁语 status，原意是“被指定的”“状态”，具有空间性，是“地”的维度，同时这种“指定”有着一种人为的政治创世的意味，与前述“自我立法”相关联。通过这两个词的联立而构成的现代民族国家叙事，便取代了绝对主义国家，以一种不同的方式将对人的治理与对地的治理联系起来，形成现代政治的一个稳定时空结构。此一时空结构应当是在“人”、“地”两个方面皆内在均质化的，<sup>1</sup> 只有这样，现代民族国家的之意识形态叙事结构与具体的政治治理结构才谐和。如若在民族国家内部因个人的身份而享有不同的权利与义务，则将人与地割裂开，与现代国家所要求的普遍性、抽象性的管理背道而驰，这必将带来国家的动荡，是为现代政治的大忌。

### 三、民族理论的不同对策：民族文化自治与民族自决

在欧洲伴随民族主义而起的，还有社会主义运动。各社会主义政党其理论基础都在马克思主义。马克思主义的问题意识在于对现代性的回应，民族主义是后者的重要内容之一，这也就规定了诸马克思主义政党的问题域，民族主义是他们必须要认真回应的一个问题。

奥匈帝国是一个多民族帝国，民族主义问题尤为严峻。一战前的奥地利社会党人鲍威尔面对民族主义浪潮，认为奥匈帝国的统一必须首先获得维持。在这一前提下再展开的理论叙事，便是要掏空民族主义对于土地的主张，于是他着力要化 nation-state 为 nation。鲍威尔对民族下定义道：“民族不是从命运同一性产生的而是从命运共同性产生的性格共同体。语言对民族的重要意义也就在此。我同我与之交往极为密切的人们创造一种共同的语言；而我同我与之有着共同语言的人们交往极为密切。”<sup>2</sup> 在此基础上，他进一步提出“民族文化自治”理念：“社会民主工党要求按照下列原则来彻底改造奥地利：1、奥地利应改组为各民族民主联盟的国家。2、应组成以民族为界限的自治团体来代替历来的邦，每个团体的立法和行政均由根据普遍、直接和平等的选举权选出的民族议院管理。3、属于同一民族的各自治区域组成单一的民族联盟，该联盟完全按自治原则来处理本民族的事务。4、每个自治区域内的少数民族应组成为公法团体，这些团体完全按自治原则来管理少数民族的学校事业，并且在官厅和法院之前给其民族同胞以法律方面的帮助。”<sup>3</sup>

斯大林曾经对鲍威尔的这种主张给出过自己的评价：“不难看出这个纲领中还留下一些‘地域主义’的痕迹，但它大体上是民族自治的纲领。”<sup>4</sup> 其中的核心特征是，“第一，自治权不是给予主要是住着捷克人或波兰人的捷克或波兰，而是给予一切捷克人和波兰人，不分地域，不管他们居住在奥地利什么地方。因此，这种自治就叫作民族自治，而不叫作地域自治。第二，分散在奥地利各地的捷克人、波兰人、德意志人等等都以个人资格分别组成完整的民族，并以这样的民族的资格加入奥地利国家。这样，奥地利将不是由各自治区域组成的联盟，而是由不分地域建立起来的各自治民族组成的联盟。第三，为着这种目的而应当给波兰人、捷克人等等建立起来的全民族机关将只管‘文化’问题，不管‘政治’问题。专门政治性的问题都集中在全奥地利议会（莱希斯拉特）手中。因此，这种自治还叫作文化自治，民族文化自治。”<sup>5</sup>

从现代民族国家之政治治理的角度来看，“民族文化自治”有着严重的内在问题。一方面，

<sup>1</sup> 世界上第一部成文民法典《拿破仑法典》极好地体现了这一原则。详参《拿破仑法典》“总则”，李浩培、吴传颐、孙鸣岗译，商务印书馆 1979 年版。

<sup>2</sup> （奥地利）奥托·鲍威尔，《民族问题和社会民主党》，辑于《鲍威尔言论》，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局资料室编，三联书店 1978 年版。亦见网络电子书 <http://ebook.my1989.org/Bauer/1/20080417.xml>

<sup>3</sup> 同上注。

<sup>4</sup> （苏）斯大林，《马克思主义和民族问题》，辑于《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，人民出版社 1979 年版。83 页

<sup>5</sup> （苏）斯大林，《马克思主义和民族问题》，辑于《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，人民出版社 1979 年版。82 页

民族文化自治主张自治应当以文化为基础，与政治无关。但实际上民族、自治这两个词本身都有着深刻的政治蕴涵，“民族”概念并不简单地是个文化或血统概念，它“首先是一条政治原则，它认为政治的和民族的单位应该是一致的。”<sup>1</sup>那么，以文化为基础所主张出来的民族文化自治，会有将文化政治化的充分动力，最终还是可能会指向民族独立。另一方面，即使自治的民族不走向独立，但是其文化作为一种飘忽的变量来决定不同民族的人不同的权利义务，这便打破了国家内部的均质化。此时的“民族”割裂了人与地的关系，其作为一种不依托于土地的无根的政治力量，使得现代政治治理结构无从获得抓手——无法将对“人”与对“地”的治理结合起来，从而该力量构成一个不可预知因素，将孕育着巨大的政治危险。所以，斯大林对于鲍威尔的批评是有道理的，民族文化自治并不是解决民族问题的一个好办法。

但是，就此完全否认民族主义也不甚可行。这是一个巨大的政治力量，无视它，做鸵鸟，可能会招来更大的问题。必须就此提出有效的对策。更何况，对俄国社会民主党而言，其党内也有采取民族文化自治政策的强烈要求，主要表现在犹太崩得派<sup>2</sup>和主张在高加索内部实行民族文化自治的取消派。如前所述，这些主张有可能构成对未来的革命俄国之政治稳定的威胁。

斯大林针对于此提出了他的民族理论。<sup>3</sup>他先是区别于鲍威尔的文化意义上的民族定义，提出“民族是人们在历史上形成的一个有共同语言、共同地域、共同经济生活以及表现在共同文化上的共同心理素质的稳定的共同体。……只有一切特征都具备时才算是一个民族。”<sup>4</sup>斯大林如此定义，一方面，把民族与固定的领土相联系，剥夺了犹太人的民族性。另一方面，把民族与共同的经济生活相联系，而且其对共同经济生活的表述是“需要有内部的经济联系来把本民族中各部分结合为一个整体。”<sup>5</sup>如此一来，则所谓的共同的经济生活就是工业经济，从而便可将民族界定为完全是属于资本主义阶段的一种政治现象，在前资本主义时代并不存在。这样，一方面，布尔什维克可以用共产主义对于资本主义的超越来超越民族主义，另一方面，可以用犹太人没有共同的经济为理由再一次剥夺犹太人的民族性，从而从根本上否认崩得派民族文化自治的可能性。斯大林将语言和文化化作文化或说精神要素，而将经济以及地域化为物质要素，认为是物质要素决定着精神要素的根本，从而决定着民族的属性。这种化约是与其民族主义属于资本主义的理论界定直接相关的。

由于对民族与土地的本质性关联的强调，便促使斯大林提出了区别于民族文化自治的民族自决理念。“工人所关心的是使自己所有的同志完全汇合成一支统一的跨民族的大军，使他们迅速地彻底地摆脱资产阶级的精神束缚，使任何一个民族的兄弟们的精神力量都能得到充分的和自由的发展。因此，工人现在反对、将来还要反对从最巧妙的到最粗暴的各种各样的民族压迫政策，同样要反对各种各样的挑拨政策。因此，各国社会民主党主张民族自决权。”<sup>6</sup>斯大林以这个理念来对抗民族主义理论，可以依照此一论证思路得出如下推论，是资产阶级发动了民族运动，但这个运动是为了其一己的阶级利益，而无产阶级反受其害；现在，无产阶级为了能够充分发展自己的精神力量，应该推动民族自决政策，实现民族独立。但是应该由无产阶级来掌控此种民族运

<sup>1</sup>（英）厄内斯特·盖尔纳，《民族与民族主义》，韩红译，中央编译出版社2002年版，第1页。

<sup>2</sup>“崩得”是俄文译音，意即联盟，是“立陶宛、波兰和俄罗斯犹太工人总联盟”的简称。该联盟1897年成立，成员主要是俄国西部地区的犹太手工业者，1898年3月，它加入了俄国社会民主党，并曾要求承认崩得是犹太工人阶级唯一的代表，根据联邦制原则来建党，但遭到了拒绝。崩得派别一直支持孟什维克，反对布尔什维克，以民族文化自治的要求同布尔什维克的民族自决权的主张相对立。

<sup>3</sup>在托洛茨基看来斯大林的民族理论实际上是出自列宁的思想。参（俄）列夫·托洛茨基，《斯大林评传》，齐干译，东方出版社，1998年版。第222页。实际上，两人的民族理论的确是颇为相似。

<sup>4</sup>（苏）斯大林，“马克思主义和民族问题”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，人民出版社1979年版。64页

<sup>5</sup>（苏）斯大林，“马克思主义和民族问题”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，人民出版社1979年版。62页

<sup>6</sup>（苏）斯大林，“马克思主义和民族问题”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局编译，人民出版社1979年版。73-74页

动，而不能将其交由资产阶级，否则无异于前门驱狼后门入虎。这样一来，将会建立一系列的无产阶级民族国家。而无产阶级民族国家代表着人类历史的前进方向，它最终是要超越资本主义阶段，从而也就超越因资本主义发展而形成的民族主义，最终走向普遍融合。这便寓示了苏维埃社会主义共和国联盟得以建立的理论基础。

鉴于斯大林必须要在布尔什维克主义的基础上对民族主义运动作出回应，他的理论便有着多重意义。如果简单承认一般意义上的民族自决，则民族主义理论将从根本上瓦解俄国，而且由于新成立之民族国家的资产阶级属性，苏维埃社会主义联盟这个新帝国的建立难以获得理论正当性，俄罗斯帝国将会彻底烟消云散。而布尔什维克主义本身是反对帝国，主张要去帝国化的，民族问题必须获得处理，这种情况下，另一种选择便是民族文化自治。但是如前所述这种选择有可能对新的帝国治理形成更为重大的冲击。斯大林的民族理论则从民族自决出发，以此对抗民族文化自治，将民族问题用土地固化下来，可为治理结构的具体载体；同时又在未来的无产阶级对于资产阶级的超越之中，实现民族的消解，走向对民族自决的超越，这既有效地回应了民族主义运动，又在此基础上延续甚至更形强化了旧有的俄罗斯帝国，实有重大现实意义。

#### 四、欧洲与中亚：民族国家与国家民族

斯大林的民族理论是在 1912 年帝俄时期提出的，此时布尔什维克仍处在积极策划革命的阶段，高扬民族自决理论有助于布尔什维克鼓动一切可动员的力量支持革命。然而到了革命真地成功，乌克兰、白俄罗斯、高加索诸国纷纷独立了，斯大林便发现民族自决这个议题并不是那么好操弄的。他在 1922 年 9 月 22 日致列宁的一封信中提出，如果允许诸民族苏维埃共和国以独立的身份与俄罗斯联邦并立，可能会带来不可忍受的混乱与危险，所以应该令其以自治共和国的身份加入俄罗斯联邦。<sup>1</sup> 值得注意的是，斯大林所主张的将乌克兰等化作自治共和国，并不是转向民族文化自治理念，他仍坚持区域自治的主张，只是拒绝这些共和国可以与俄罗斯并立罢了。斯大林为此提出相应草案并在 9 月 24 日获得俄共（布）中央组织局委员会的通过。但是列宁坚决反对斯大林将民族苏维埃共和国合并于俄罗斯的意见，主张应该使它们与俄罗斯一起组建一个更大的“欧洲和亚洲苏维埃共和国联盟”。而在一些民族苏维埃共和国中也有人反对斯大林的意见，时任乌克兰共产党（布）中央委员会、乌克兰人民委员会主席的拉柯夫斯基在 1922 年 9 月 28 日致斯大林的信中指出：“独立共和国的形式使我们有可能对所有的边疆地区乃至国外，最大限度地产生革命的影响。通过独立的阿塞拜疆、布哈拉、希瓦和其他共和国，苏维埃联邦有可能向东方最大限度地进行和平的革命渗透。通过独立的苏维埃乌克兰，苏维埃联邦有可能向加里西亚、布科维纳、比萨拉比亚进行同样的革命渗透。否则，我们将在没有任何重大必要性的情况下使自己失去这一武器，反而给予波兰和罗马尼亚资产阶级一种同我们斗争并加强其民族政策的新武器。”<sup>2</sup>

通过独立共和国的形式向东方和西方渗透革命，这是一种重要的斗争策略，一旦成功，则布尔什维克通过俄国革命促动世界革命的远大理想便可化为现实。在对多种因素的考量下，俄共（布）中央委员会最终承认了乌克兰、白俄罗斯、外高加索作为独立的民族国家的身份，它们与作为独立民族国家的俄罗斯联邦共同组成一个苏维埃联邦。这个苏维埃联邦是个值得注意的事物，它并不是一个民族国家，而是一个具有普遍性旨向的帝国结构。民族国家的原则是内在一致；帝国则是内在多元，但又因其组成部分对一种具有普遍性的道德理想的追求与认同而内在联结，帝国以一个世界历史的使命作为自己存在的意义与理由。在苏维埃联邦内部，每一个加盟共和国都是内在均质化的，符合现代政治治理原则；整个联邦则因对于共产主义理想的共同追求而内在

<sup>1</sup> 沈志华编著，《苏联历史档案选编》，社会科学文献出版社 2002 年版。第五卷，No. 07308。

<sup>2</sup> 沈志华编著，《苏联历史档案选编》，社会科学文献出版社 2002 年版。第五卷，No. 02423。

联结，联邦内部的多元化因这样一种共同理想而被超越。如此的一个帝国，区别于以中心-边疆为结构原则的古典帝国，因其承认各个加盟部分的主体性，无所谓边疆，而每个主体又是内在一致的，更无边疆可言；又大不同于一般的内在均质化的民族国家。故暂名其为现代帝国，它以实现全世界的共产主义革命这一历史使命作为自己存在的意义与理由。

1922年12月16日俄共（布）中央委员会颁布“欧亚苏维埃社会主义共和国联盟成立宣言”，缔约国有俄罗斯苏维埃联邦社会主义共和国、乌克兰苏维埃社会主义共和国、白俄罗斯苏维埃社会主义共和国和外高加索苏维埃社会主义共和国联邦（格鲁吉亚、阿塞拜疆和亚美尼亚）。宣言称，国际环境的敌视态度以及国内经济的凋敝现状，“所有这些情况无条件地要求各苏维埃共和国联合成一个联盟的国家，这个国家既能保证外部的安全和内部的经济繁荣，又能保证各族人民的民族发展自由。……各苏维埃共和国的各族人民都举行了自己苏维埃的代表大会，一致通过了成立‘欧亚苏维埃社会主义共和国联盟’的决议，各族人民的这一意志就是一个可靠的保证，它保证这个联盟是各个平等民族的自愿联合，保证每一个共和国有自由退出联盟的权利，保证现有的或将来产生的一切苏维埃社会主义可以加入联盟。新的联盟将是反对资本主义的可靠的堡垒，是各族人民和睦共处和兄弟合作原则的辉煌现实。”<sup>1</sup> 旧帝俄欧洲部分少数民族问题终于以“民族国家”的形式在苏维埃联盟的框架下获得解决。

之所以1922年尚未提及中亚的民族问题，是因为当时中亚的布哈拉、花刺子模等共和国尚未完成土改，仍在实行封建经济，无法在社会主义之名下联合，故暂存而不论；而今哈萨克斯坦地区当时则是俄罗斯联邦内部的一个自治共和国，未被激活出民族国家这样一个问题。到了1924年，布尔什维克腾出手来决定处理中亚的民族问题时，在这里发现了新的敌手——泛伊斯兰主义和泛突厥主义。“中亚居民中民族差异的观念相当淡薄，他们很少称自己是乌兹别克人、土库曼人或吉尔吉斯人，总是以穆斯林自称。尤其是在中亚居民人数上占压倒优势的突厥语诸族，由于受泛突厥主义影响较深，更不愿意把他们划为乌兹别克、哈萨克、吉尔吉斯、土库曼等民族。”<sup>2</sup> 泛突厥主义在中亚的共产党中同样有着重要影响力。土耳其斯坦共产党（布）中央委员霍贾诺夫曾着重提出，不能把土耳其斯坦划分成若干个独立共和国，并且也不存在乌兹别克、土库曼等民族；一旦进行民族国家划界，就会给“突厥民族”贴上“乌兹别克”、“土库曼”等民族的标签。<sup>3</sup> 泛突厥主义最基本的主张是世界上所有讲突厥语的民族应当联合起来建立一个大的国家，旧帝俄所属的中亚对此有着强烈认同，这对苏维埃帝国是个巨大的威胁。布尔什维克灵活地应用了斯大林的民族理论，在中亚通过建立“国家民族”的手段消解掉了这个对手。

首先，泛突厥主义的民族性当中有共同的语言、共同的文化以及共同的地域（尽管后两者可能基本出于建构），但是仍不符合斯大林的民族定义，它们没有共同的经济。严格说来，它们还没有进入资本主义阶段，不可能有相互依赖的经济，从而从斯大林的理念上来说，突厥并不构成个民族。虽然如此，泛突厥主义却仍然构成一种较为有效的认同力量，构成一个现实的政治威胁，不能光从理论上反驳，必须要有具体的政策回应。

民族-国家的理念是用“自然”（传统-血缘——nation）来统摄“创世”（立国——state），用“民族”来定义“国家”。如果要坚持理论的一贯性，则布尔什维克不能在中亚建立民族国家，因为当地还没有“民族”。情势所需，布尔什维克索性反其道而行之。它在当地大搞土改，“反对大土地占有制、农奴制和专制独裁的可汗和埃米尔制度，实行‘要反对的不是资本，而是中世纪的残余’的任务。”<sup>4</sup> 以这种方式把中亚的突厥人拔高，使其从封建阶段直接进入资本主义阶段，

<sup>1</sup> 沈志华编著，《苏联历史档案选编》，社会科学文献出版社2002年版。第五卷，No. 07806。

<sup>2</sup> 丁笃本，《中亚通史·现代卷》，新疆人民出版社2004年版。150页

<sup>3</sup> （苏）苏科院历史所编，《苏联民族-国家建设史》，上册，赵常庆、鲁爱珍、邢万金、简隆德译，商务印书馆1997年版。322页

<sup>4</sup> （苏）苏科院历史所编，《苏联民族-国家建设史》，上册，赵常庆、鲁爱珍、邢万金、简隆德译，商务印书馆1997年版。237页。

并接下来向社会主义过渡，这既可以使中亚有了形成斯大林意义上的“民族”的可能性，又可以体现社会主义跨越式发展的优越性。

在此基础上，1924年，布尔什维克开始提出了在中亚进行民族划界的问题。它可以通过划界而在中亚硬性地建立“民族国家”。虽然此中的所谓“民族”不过是刚刚塑造出来的，这也不碍事，这种塑造已足可令布尔什维克绕过理论障碍，先把土地划分开来，确立 state。一旦 state 确立了，那么新的利益结构与叙事结构必会打造出新的认同结构，从而建构出 nation，通过“人-地”联立来形成稳定的现代治理结构，破解泛突厥主义的威胁，并在中亚形成分而治之之势。所以，布尔什维克在中亚是先建立国家，依照国家来定义“民族”，此所谓“国家民族”。布尔什维克中亚局在1924年发布了一个宣传提纲，强调在中亚进行民族领土划分的过程中，“要给予那些弱小民族和落后民族最大的关注”，“每个共和国和州都应该充分保障少数民族的利益。”<sup>1</sup> 以此来为中亚划界获取更大的正当性。划界工作迅速完成，1925年-1929年，中亚陆续成立了五个民族苏维埃社会主义共和国，并加入苏联。

斯大林极力夸赞在中亚进行的民族国家划界工作。他说：“在革命以前的时代，（土库曼斯坦和乌兹别克斯坦——笔者注）这两个国家被分裂成许多小块，建立了好多个不同的大小国家，成为‘当权者’实现剥削诡计的方便场所。现在时机到了，现在已经有可能把这些被分裂的小块重新联合成独立的国家，使乌兹别克斯坦和土尔克明斯坦的劳动群众和政权机关接近并且打成一片。……既然这些国家后来愿意加入苏维埃联盟而作为它的平等的一员，那么这只是说明布尔什维克找到了一把能满足东方人民群众强烈愿望的钥匙，说明苏维埃联盟是世界上唯一的不同的民族劳动群众的自愿联合。”<sup>2</sup>

这段话清楚地显示了中亚划界的意义。一方面通过以国定族，击破“双泛”力量，“把中亚民族划分清楚，发展它们各具特色的‘民族文化’，有利于消除泛伊斯兰主义和泛突厥主义的影响。”<sup>3</sup> 另一方面，通过“国家民族”实现“民族自决”的中亚可以起到示范作用，作为苏联对外输出革命的重要基地。从而，中亚由苏联面临双泛势力威胁的软腹部一变而为扩张苏联势力范围、经略亚洲问题的前哨。前面谈到过中亚与印度洋作为陆海两大帝国分别的地缘枢轴的价值，这一点在斯大林时代丝毫未变，以中亚为基地，对于东方问题的解决将会实现俄国全球战略的目的。所以，斯大林说“共产主义的任务就是要打破东方被压迫民族数百年来的沉睡，用革命的解放精神来感染这些国家的工人和农民，唤起他们去反对帝国主义，从而使世界帝国主义失去它的‘最可靠的’后方，失去它的‘取之不尽的’后备力量。”<sup>4</sup> 在此前提下，中亚作为枢轴的重要意义就体现出来，“不久以前举行的穆斯林共产党员代表会议关于加强在东方各国即在波斯、印度和中国的宣传工作的决议，无疑地具有深刻的革命意义。”<sup>5</sup>

## 五、中央集权制的党建工作：以专政来统摄联盟

十五个加盟共和国组建成一个苏维埃社会主义联盟，宪法中规定，每个加盟国有自由退出的权利。然而，“宪法规定苏联是一个联邦制国家，而包括列宁在内的苏联领导人认为联邦制不过是走向最终单一制的过渡形式。可是，苏联后来的实践证明，苏联的联邦制连这种‘过渡形式’

---

<sup>1</sup>（苏）M. 瓦哈博夫，《乌兹别克社会主义民族的形成》，第391页，塔什干1961年俄文版。转引自丁笃本，《中亚通史·现代卷》，新疆人民出版社2004年版，152页。

<sup>2</sup>《斯大林全集》，第七卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1958年版。116页

<sup>3</sup>丁笃本，《中亚通史·现代卷》，新疆人民出版社2004年版。161页。

<sup>4</sup>（苏）斯大林，“不要忘记东方”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，128页。

<sup>5</sup>（苏）斯大林，“不要忘记东方”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，128页。



都不是，而是直接的实实在在的单一制。”<sup>1</sup> 这种实际上的单一制保证了这个联盟不会解体，其奥秘在于苏联共产党的党建工作。

党建的理论基础还在于布尔什维克理论中所提出的苏联的历史使命——以苏联为基础，将共产革命扩及全球，最终实现一种普遍超越，实现人类的终极大同。民族加盟共和国的组建，以及在此基础上苏维埃联盟的成立，不外乎实践该一历史使命的必要步骤。所以，从理念上来讲，无产阶级政党在具体的革命实践中，必须胸怀天下。“苏联无产阶级的‘民族’任务和国际任务融合为一个共同的任务，即从资本主义压迫下解放各国无产者的任务；我国社会主义建设的利益和各国革命运动的利益完完全全融合为一个共同的利益，即社会主义革命在世界各国的胜利。……因此，把某个国家无产者的‘民族’任务与国际任务对立起来，就是在政治上犯了极严重的错误。……因此，确认一个国家无产者的利益和任务跟各国无产者的利益和任务的一致性和不可分割性，这是各国无产者的革命运动获得胜利的最可靠的道路。”<sup>2</sup> 所以，在布尔什维克党内“如果不打败形形色色的民族主义倾向分子，我们就不能用国际主义精神来教育人民，就不能保住苏联各族人民伟大友谊的旗帜，就不能把苏维埃社会主义共和国联盟建立起来。”<sup>3</sup>

依照布尔什维克的理论，最终的超越是唯一正确前景。这里包含了两个层面，一方面，该前景是唯一的，所以，领导各族人民去到这个前景的党也应当是唯一的。“党是阶级的一部分，是阶级的先进部分。几个党，也就是政党自由，只有在有利益敌对而不可调和的对抗阶级的社会里……才会存在。……在苏联没有几个政党存在的基础，也就是说没有这些政党自由的基础。在苏联只有一个党，即共产党存在的基础。”<sup>4</sup> 苏联共产党是苏联的唯一合法政党，各个加盟共和国的党只能作为苏共的支部存在。

另一方面，该前景是正确的。其正确性需要有对于历史意义的深刻把握才可被理解，也就是说，一般人是需要引导的。所以，“党应当站在工人阶级的前面，应当比工人阶级看得远些，应当引导无产阶级，而不应当做自发运动的尾巴。……只有采取无产阶级先进部队的观点、能够把群众的水平提高到认识无产阶级的阶级利益的党才能使工人阶级离开工联主义的道路，使它变成独立的政治力量。”<sup>5</sup> 由此向前的一个推论便是，无产阶级政党自然地应当超越起于资本主义上升阶段的民族意识，超越一般工人阶级的认识，突破民族国家的限制，自觉地联为一体，承担起工人阶级的历史命运。这就更进一步地坐实了苏联只能有一个党，并且理论上来说，该党是属于全人类的党，各国共产党只应成其为支部，共同地担当起人类的历史命运。实践中究竟如何暂且放在一边，斯大林的这一套论述是逻辑自洽的。

接下来很重要的便是党的组织原则。高度的纪律性与组织性是列宁主义建党的核心原则，“党不仅是党的各个组织的总和。党同时还是这些组织的统一的体系，是这些组织正式结成的统一的整体，有上级的和下级的领导机关，有少数服从多数的原则，由全体党员所必须执行的实际决议。没有这些条件，党就不能成为能够有计划有组织地领导工人阶级斗争的统一的有组织的整体。”<sup>6</sup>

这样的—一个党，其执政的基础则是无产阶级专政。从理念上来讲，无产阶级专政落实为一种

---

<sup>1</sup> 丁笃本，《中亚通史·现代卷》，新疆人民出版社2004年版，第145页。

<sup>2</sup> （苏）斯大林，“再论我们党内的社会民主主义倾向”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，514-515页。

<sup>3</sup> “《联共（布）党史简明教程》结束语”，《斯大林选集》下卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，621页。

<sup>4</sup> （苏）斯大林，“对宪法草案的修改和补充意见”，《斯大林选集》下卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，408页。

<sup>5</sup> （苏）斯大林，“论列宁主义基础”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，261页。

<sup>6</sup> （苏）斯大林，“论列宁主义基础”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社1979年版，264页。

国体——而不简单地是考虑一人统治、少数统治还是多数统治的政体——其原则是敌我之辨，其手段是暴力专政，其目的是普遍超越。该一专政国体通过暴力的普遍实施不断地进行自我再生产，其关键的中介在于四条主要的指挥和控制的渠道：“党组织、官僚政府、武装部队和警察机构。党被安排为这种制度的发起人、先锋队和推动力量；官僚政府是他的行政路臂；军队是他反对外来威胁的剑；警察机构则是反对这一政权的内部敌人的剑。”<sup>1</sup> 这里面的精髓在于党的中央集权统治。“如果没有一个因为本身具有团结性和铁的纪律而强有力的党，要争得和保持无产阶级专政是不可能的。可是，如果没有意志的统一，如果没有全体党员行动上的完全的和绝对的统一，党内铁的纪律是不可思议的。”<sup>2</sup> 由此，又更进一步从理论上排除了加盟共和国“自由退出”的空间，因为阶级专政是超越民族意愿的根本，“应当记住，除了民族自决权以外，还有工人阶级巩固自己政权的权利，自决权从属于后一权利。有时候会发生自决权同另一个权利，即同最高权利——执政的工人阶级巩固自己政权的权利相抵触的情况。在这种情况下，——必须直截了当地说——自决权不能而且不应当成为工人阶级实现自己专政权利的障碍。前者必须向后者让步。”<sup>3</sup>

在具体的政治活动中，则是更加要体现党作为唯一正确引导者的地位，由各级党委对各级政府的工作进行具体的指导，而每个加盟共和国的党的领导完全由苏共中央指派，以便确保国家的统一性。依照美国学者刘金对中亚加盟共和国乌兹别克克斯坦的实证研究，“乌兹别克部长会议中穆斯林部长所占的比率达总数的五分之四，使得部长会议的民族成分恰好同党的书记处的民族成分相反。然而，每一个部都受到书记处的一个相应的部的控制。……中央委员会书记处内相应的部首长……往往总是欧洲人。……经济活动的一些重要部门被摒除在当地政府的管辖权之外，可是仍在乌兹别克党的书记处的管辖范围内。”<sup>4</sup> 作为无产阶级先锋队，党的地位是要高于平行的政府机关的。从而，“通过层层管理机构的每一级，从克里姆林宫一直到中亚最边远地区的区行政部门，党都保持着这种超越一切的地位。”<sup>5</sup> 如此一来，通过对于“人”的掌控，斯大林便从根本上掏空了基于“人”“地”结合的民族独立的可能性。这保证了从理念上来说担当着重大历史命运的苏维埃帝国的一统性。

斯大林的民族理论实际上服从于他的总体政治构架的，通过理论与实践的一系列辗转腾挪，布尔什维克构建起一个庞大的帝国机体。该帝国既有着超越性价值，又有着现实的策略，以一种现代性的极端方式，回应着现代性的挑战。斯大林的理论中有着各个部分复杂的相互牵制关系，一损俱损。对其的改革如若没有对此种复杂性的深刻把握与理解，在此基础上再相机而动，便有可能带来国家的灭顶之灾。戈尔巴乔夫在上个世纪八十年代所推行的新思维改革，在党的机构中进行权力下放，又使党从对政府工作的干涉中退出，恰好把斯大林用以维系联盟不至于解体的中央集权制政党去掉了，正是此种政治幼稚病使得苏联的解体不可避免。

---

<sup>1</sup> (美) 迈克尔·刘金，《俄国在中亚》，陈尧光译，商务印书馆 1965 年版。86 页。

<sup>2</sup> (苏) 斯大林，“论列宁主义基础”，《斯大林选集》上卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社 1979 年版，第 269 页。

<sup>3</sup> (苏) 斯大林，“俄共（布）第十二次代表大会——关于党和国家建设中的民族问题的报告的结论”，《斯大林全集》第五卷，中共中央马克思恩格斯列宁斯大林著作编译局译，人民出版社 1958 年版。215 页。

<sup>4</sup> (美) 迈克尔·刘金，《俄国在中亚》，陈尧光译，商务印书馆 1965 年版。111 页

<sup>5</sup> (美) 迈克尔·刘金，《俄国在中亚》，陈尧光译，商务印书馆 1965 年版。108 页

## 【译 文】

马克·贝辛格 (Mark R. Beissinger) 著《民族主义动员与苏联国家解体》

### 第三章 构建民族主义

#### -----Structuring Nationalism

欧登草娃 译, 王娟 校<sup>1</sup>

由于晚出生者无需付出与他们前辈同样多的代价, 便可从前辈的劳动中获益, 因此, 从某种程度上来讲, 人类的发展过程是一种年代顺序上的不公平 (chronological unfairness)。

(Alexander Herzen)—亚历山大·赫尔德<sup>12</sup>

因果关系必然是一个复杂的主题。马克思早就指出过一个根本性的悖论: 人类是互动和交流的动物, 因此, 他们一方面既是自己命运的有意识的创造者, 但是这种创造性活动所发生的背景又在一定程度上是由过去所发生的事情所决定的, 并将进一步型塑未来的活动。任何试图把因果关系还原至结构决定论 (structural determinism) 或完全自由行动 (complete autonomy of action) 的尝试, 均不能认真地回应这个悖论。

在前一章, 我们发现初步证据显示, 在“公开化”政策阶段 (the glasnost' period), 在关于民族主义 (nationalism) 的问题上, 有三个层次的因果关系在发挥作用: 既存的结构条件 (pre-existing-structural conditions)、制度约束 (institutional constraints) 和事件 (events)。在民族主义如何支配了整个动员周期 (the mobilizational cycle) 并获得其空间结构这一问题上, 第一个层次的因果关系最为显而易见, 因为相对于其他动员主题, 民族主义动员能够将人口中最多的群体和部门囊括进来。在民族主义如何获得其时间结构这一问题上, 第二个层次的因果关系更为明显, 因为制度的放开与收紧会影响民族主义政治的氛围和形态, 使其在一段时间失去动力, 又在特殊时点集中爆发。第三个层次则具有自变量与因变量的双重作用, 在一种“稠化”历史 (“thickened” history) 的情境中, 事件 (events) 会成为其自身因果结构中的一个重要因素。

在本章中, 我将更系统地探究因果关系的这三个层次以及它们之间的相互关系, 并透过它们在民族主义行动模式中留下的痕迹, 更进一步地提供它们存在、强度和相互关系的证据。此外, 我还特别研究了既存的结构条件、制度约束、事件这三个因果关系的层次在民族主义行动的根本维度上的反映: 谁、什么时候、频率、以及引起了怎样的反响<sup>3</sup>。在得到上述分析的结论时, 我将取得如下成果: (1) 确定每个范畴中解释因果关系的一系列因素; (2) 建立定量模型来解释精英与大众的民族主义动员在时间与空间上的差异; (3) 找出因果关系随时间变化的模式及这一变化的潜在逻辑。为了实现这些目标, 我们必须先对民主主义动员的时间维度和空间维度分别作

<sup>1</sup> 译者为北京大学社会学系 2009 级硕士研究生, 王娟为北京大学社会学系 2009 级博士研究生。

<sup>2</sup> Quoted in Isaiah Berlin, “Introduction” to Franco Venturi, *Roots of Revolution: A History of the Populist and Socialist Movements in Nineteenth Century Russia* (New York: Alfred A. Knopf, 1960), p.xx.

<sup>3</sup> Three other critical questions about nationalist action are addressed elsewhere in the book: over what issues, in what manner, and with what result.

一讨论——使用吉登斯的方法，将一种因素的影响悬置（bracket）起来，以便使其它因素的影响凸显出来。而我们最终仍将回到对民族主义在时空交汇处的具体呈现形式所进行的更为现实的探讨上。

### 时间上的民族主义

作为开始，我将首先对“公开化”政策时期（the glasnost' era）的民族主义演化以及一些与民族主义动员的历时性差异（temporal variations）相关的因素作整体讨论。这一讨论的基础如图 3.1 所示，该图是基于 1987 年 1 月至 1992 年 12 月间的 6,644 起抗议示威活动（demonstrations activity）的数据绘制的，它展示了“公开化”政策时期的示威活动的概况以及族裔民族主义议题（ethnonationalist issues）在其中的位置。如果我们把示威活动的数量理解为民族主义运动对目标群体进行动员的努力程度、把目标群体参与示威活动视为这种动员努力所引起的共鸣，那么，图 3.1（a）与图 3.1（b）是对“公开化”政策时期内运动发起者（movement activists）的行为演进的度量，而图 3.1（c）与图 3.1（d）则描绘了目标人群对这些动员努力的支持度的变化情况。

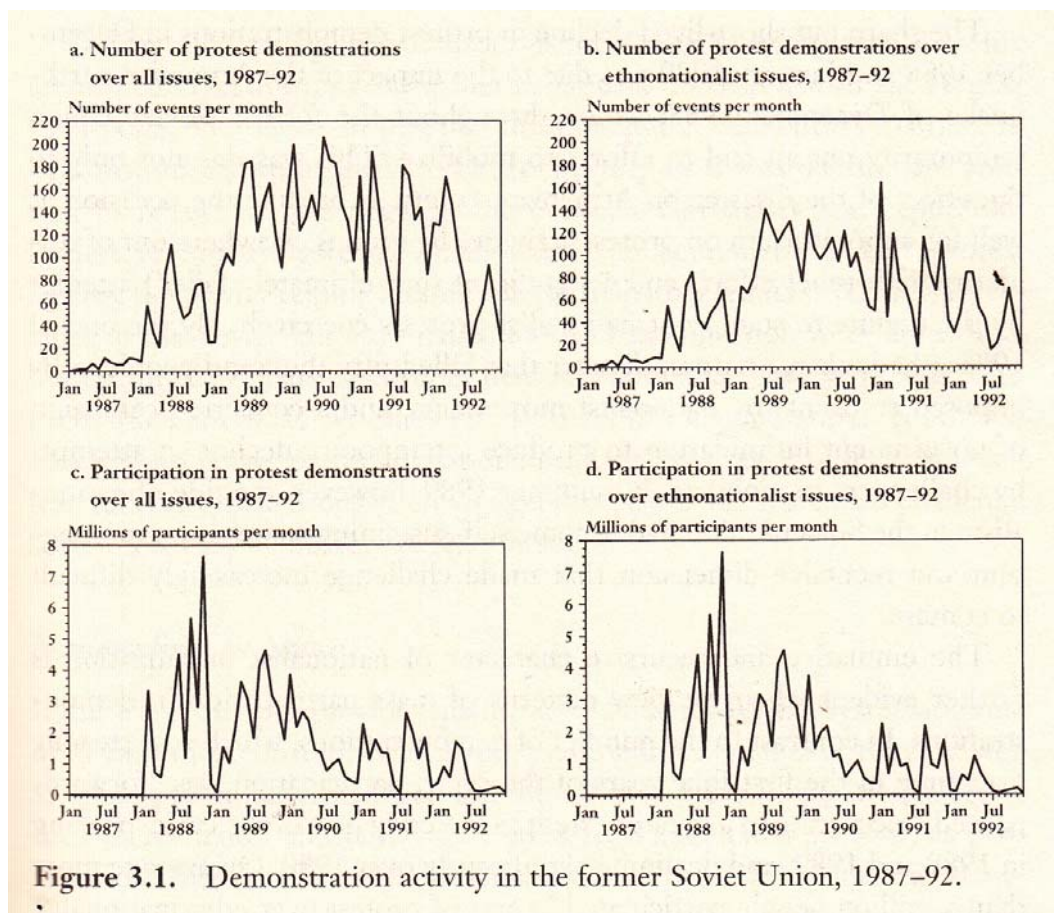


Figure 3.1. Demonstration activity in the former Soviet Union, 1987-92.

图 3.1 前苏联的示威活动（1987 年至 1992 年）

如图 3.1（a）所示，在 1988 年与 1989 年间，在作为整体存在的苏联内部，动员努力的数量稳步增加，并在 1990 年上半年迅速达至峰值。这也验证了第二章中的大部分发现，即这段时期内突然增加的族裔民族主义示威活动（ethnonationalist demonstrations）与国内同时出现的更大规模的制度变革有关：1988 年夏天的第 19 届党代会（the Nineteen Party Conference）；1988 年 10 月至 11 月关于改革苏联宪法的争论（这在波罗的海诸国及格鲁吉亚共和国引发了要求扩大自治权的示威活动）；1989 年春天，苏联议会举行人大代表选举、新立法会议开幕；1990 年上半年，各加盟共和国及地方举行选举；1991 年前几个月，当局尝试对挑战政权的行为进行镇压但没有

成功；1991年8月，国家紧急状态委员会在夺取政权的行动中遭到失败。回看这个时期，特定的国家行为以及政治当局的行动节奏成为愈演愈烈的民族主义运动的焦点，并为民族主义行为提供了一个时间结构（temporal structure）。

受1988年12月在亚美尼亚发生的地震的影响，整个前苏联各地的动员努力暂时终止，这导致图中在1988年12月至1989年1月期间示威活动出现了短暂但急剧的下降。这一现象并不仅仅是由于地震灾难对亚美尼亚社会造成了影响，地震亦使其他地方的群体暂停示威活动以支持救灾工作，也让政权有机会（不过最终失败了）大规模镇压民族主义示威。到1988年底，造成5万多人死亡的自然灾害，民族主义运动的自发抑制，以及政府的联合威逼这三个因素加在一起，才使得挑战政权者的动员努力暂时衰落。然而，到1989年夏天，前苏联各地的民族主义浪潮已变得能够自我维持，而政府则更难以控制。

当我们审视示威活动的大众参与模式时，民族主义动员更明显地表现出了竞争（emulative）和自我重现（recursive）的特征。在周期的前四年中，与示威活动数量稳定增长的趋势相反，参与示威活动的人数呈现出“挤在前面”（forward-packed）的模式，其高峰是1988年与1989年，在1990年后显著下降。从1988年2月到1991年8月，平均每个月参加民族主义示威活动的人数都超过100万（自1988年5月到1990年3月，这个数量则超过了200万）。在周期的早期部分，尽管动员活动的涨落大体是按照图3.1a与图3.1b所展示的模式所发展的，但就大众参与模式而言，特定的制度变革所产生的影响则较难确定。而在周期的后半部分，相对于其对示威发生频率的影响，政治变革对参与人数的影响要更明确些。正如我们将要看到的，1990年出现了参与示威活动的人数普遍减少的现象，这在很大程度上要归因于1990年各共和国和地方举行的选举，以及这些选举所产生的制度化效果，这使得大众的政治参与从街头回归到政府机构中。相反，由于愈来愈分化的挑战者群体都希望能继续利用早期起义者的动员成果，所以，尽管他们得到的支持较少，但动员大众的努力在1990年与1991年仍急速增长。因此，民族主义动员的早期成功促使大家争相利用民族主义运动的形式来挑战国家，但这些努力在目标人群中造成的反响却日趋降低。

1991年间，部分的再动员（remobilization）在1月份立陶宛（Lithuania）的镇压意图和8月的政变下发生。1991年4月至7月，一些政治协议——特别是戈尔巴乔夫（Gorbachev）与各加盟共和国领导人在诺沃-奥加雷沃（Novo-Ogarevo）达成的一项同意中止对抗苏联中央政权行动的协议——引起了动员行动及社会精英组织示威的努力急速下降。但是随着苏联的解体，较小的动员浪潮再次被释放出来。到了1992年7月，虽然挑战者不断加大动员力度，但大众参与示威运动的热情基本上已被消耗殆尽。政权更迭的完成或者使挑战者获得了权力，或者使挑战成功的可能性愈来愈渺茫，这导致民族主义的“嘈杂（noisy）”政治逐渐衰落。

### 空间上的民族主义

如果说，以上分析以定量证据显示了制度约束在民族主义行动随时间变化的模式中所扮演的系统性角色，同时也为特殊事件过程（event-specific process）——如自我重现与竞争性——所具有的影响提供了初步证据；那么，横截面的统计分析（cross-sectional statistic analysis）则为民族主义动员在空间上的型构（structuring）方式提供了证据。现在，我将检视：各目标群体在“公开化”政策实施以前就已具备的特性如何影响了它们在周期内的动员模式。具体来说，我对不同族群在动员模式上的差异很感兴趣，特别是那些对某一族群的动员频率及强度具有影响的因素，诸如人口规模、族群联邦体系、语言同化程度、城市化水平、文化背景、先前的动员模式，以及该族群在共产党内的代表身份等。在这里，族群（ethnic group）将成为主要的分析单位——这并非因为我将族群视为单一的行动者，而是由于我坚信，目标群体的结构特性很可能会影响其发动民族主义动员的频率及成功机会，而这种先前存在的结构性条件所产生的影响最有可能在不同目标群体的行动差异中呈现出来。其他人可能会以不同的方法来对样本进行分类，例如，关注点可

以是民族主义在大城市与小城市中的差异，或在加盟共和国与自治共和国中的差异等等。我们已经看到一些证据表明这些因素的确会影响民族主义在空间上的实现过程。但是，由于族群（而非城市或族群联邦单元（ethnofederal units））是民族主义动员所针对的目标群体，并且，其它要素——如城市化水平、在族群联邦等级秩序中的地位等——在考查族群间动员行动的差异时也能获知，因此，以族群作为焦点来理解民族主义动员的空间差异是适宜的。此外，由于我们已经拥有大量以族群为基础的自变量的定量数据，因此，以族群而非区域实体（territorial entities）作为分析单位，将使我们能够规避在简单地以区域为基础分析民族主义时所难于避免的加总偏误（aggregation bias）<sup>1</sup>。

在所有针对跨越空间的事件模式所进行的分析中都存在一个潜在的问题：根据将事件进行汇总的时间层次（temporal level）的不同，事件数据可以使用几种不同的方式进行分析。持续时间数据（duration data）用来量度事件发生的时间间隔，它能够对特定时段内与分析单位的特征相关的风险水平进行估计。与之相比，计数数据（count data）则用以度量在一个特定的时间段内，分析单位所发生的事件的总数。以上两种方法都是针对同样的潜在事件过程，但在不同的样本中，这两种方法可能会产生不同的统计结果<sup>2</sup>。在这里，由于我的兴趣点在于各个民族的动员的总体模式，因此，我将选用计数模型（count modal）进行分析。我也在持续时间模型中测试了同样的数据，并得出类似的结果。为了节省空间，以下我只展示事件计数模型中的研究发现。

表 3.1 的负二项回归分析结果展示了在 1987 年 1 月至 1991 年 8 月间，由 47 个非俄罗斯民族（non-Russian）发起的、与民族主义相关的抗议示威活动的发生总频率<sup>3</sup>。负二项回归模型（negative binomial regression models）是一种典型的最大似然估计（a type of maximum likelihood estimation），它通常应用于因变量不为负、且在大于等于零的确定区间内变化的事件计数模型中；这种数据是违背正态分布假设（the assumptions of a normal distribution）的，因为事件数量是非负整数，且其值通常很小（有时为 0）。当事件的分布过度离散时，负二项回归分析是较泊松模型（Poisson models）更为可取的替代分析方法。由于这种离散的分布状态通常是由事件之间不完全独立而引起的，因此，一个事件的发生将会改变另一事件发生的概率——这一现象在统计学中被称为“传染（contagion）”<sup>4</sup>。当我们考虑“事件”在因果关系中所扮演的角色时，这种“传染”现象恰符合本研究的假设，它体现在民族主义行动的自我重现性（recursive）中、体现在由先前的成功范例所引发的争相模仿过程中，还体现在其它基于事件的影响效果（event-based effects）中。从本质上讲，负二项回归分析使我们能够在探究横截面（cross-sectional）影响时，假设数据中存在上述“传染”过程<sup>5</sup>。

---

<sup>1</sup> Aggregation bias is a problem when trying to analyze the activity of any collectivity, but is greater when the spatial measurement of variables differs substantially from the spatial boundaries of the object. Thus, if we are interested in explaining nationalist protest but measure protest spatially by province or republic instead of by ethnic group, our provincial and republican measurements would potentially encompass actions by multiple ethnic groups and therefore be a less accurate measure of the quantity of interest. Similarly, if we were to use republican-level data on income distribution as an independent variable to explain variation in nationalist protests, we would face the problem of the extent to which the republican-level data on income accurately reflects income levels among the groups whose actions interest us.

<sup>2</sup> See James E. Alt, Gary King, and Curtis S. Signorino, “Aggregation Among Binary, Count, and Duration Models: Estimating the Same Quantities from Different Levels of Data,” at <http://gking.harvard.edu/preprints.shtml>.

<sup>3</sup> The largest fifty groups were chosen as the basis for the sample, though the exclusion of Russian and of other cases of missing data reduced the sample to forty-seven groups. The rationale is for treating Russian nationalism. Suffice it to say here that given the dominant role played by Russians within the Soviet state, Russian nationalism involved a greater degree of variation in terms of goals, thereby posing serious aggregation issues concerning why was being tested. Moreover, some of the variables used here to test the applied to the Russians, causing the Russian case to drop out in any case.

<sup>4</sup> For more on the negative binomial model, see J. Scott Long, *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables* (London: Sage Publications, 1997), pp.217-5-.

<sup>5</sup> Although the theoretical parallels in themselves are good enough intellectual rationale for selecting such a model, as most statistical works on the subject advise, the negative binomial model was tested for its appropriateness by first

Table 3.1. *Negative Binomial Regression of Total Number of Protest Demonstrations Concerning Ethnonationalist Issues by Nationality (January 1987–August 1991)<sup>a</sup>*

Independent Variable	Equation 1		Equation 2		Equation 3		Equation 4	
	Coefficient	Incidence Rate Ratio	Coefficient	Incidence Rate Ratio	Coefficient	Incidence Rate Ratio	Coefficient	Incidence Rate Ratio
Ln population size (thousands), 1989	0.658 (4.42)****	1.931	-	-	0.473 (1.96)**	1.605	0.485 (2.80)***	1.624
Dummy variable for union republic	-	-	1.701 (1.96)**	5.480	0.079 (0.07)	1.083	-	-
Dummy variable for federal unit lower than union republic	-	-	-0.680 (-0.80)	.507	-1.134 (-1.35)	.322	-1.175 (-1.93)*	.309
Linguistic assimilation, 1989 <sup>b</sup>	-0.072 (-4.12)****	.930	-0.054 (-2.46)**	.948	-0.074 (-3.18)****	.929	-0.075 (-4.50)****	.928
Level of urbanization, 1970 <sup>c</sup>	0.066 (2.95)***	1.068	0.077 (3.34)****	1.080	0.062 (2.81)***	1.064	0.061 (2.93)***	1.063
Number of demonstrations by nationality in pre- <i>glasnost</i> period (1965–86) <sup>d</sup>	0.057 (0.96)	1.059	0.074 (1.39)	1.077	0.055 (1.01)	1.056	0.055 (1.02)	1.056
Party membership per 1000 population, 1989 <sup>e</sup>	-0.003 (-0.24)	.997	-0.014 (-1.01)	.986	0.001 (0.08)	1.001	0.002 (0.13)	1.002
Dummy variable for peoples of traditionally Islamic cultures	-0.328 (-0.65)	.720	0.133 (0.25)	1.143	0.058 (0.11)	1.060	0.056 (0.10)	1.058
Constant	-3.007572		.9871567		-1.501143		-1.530931	
Likelihood ratio test against Poisson	chi <sup>2</sup> = 628.42****		chi <sup>2</sup> = 1,574.44****		chi <sup>2</sup> = 576.22****		chi <sup>2</sup> = 586.52****	
Log likelihood	-167.58772		-167.7196		-165.8079		-165.81028	
Pseudo R-square	.1122		.1115		.1217		.1217	
Model chi <sup>2</sup>	42.38****		42.11****		45.94****		45.93****	
	*Significant at the .10 level		**Significant at the .05 level		***Significant at the .01 level		****Significant at the .001 level	

Note: n = 47 nationalities, excluding Russians.

<sup>a</sup> The sample is derived from an analysis of 5,067 protest demonstrations in the USSR from January 1987 through August 1991 with 100 participants or more, 2,840 of which involved ethnonationalist claims by one of the 47 non-Russian nationalities included in this regression. Z-scores are provided in parentheses, and coefficients have been exponentiated into incidence rate ratios showing the expected rate of change in the number of ethnonationalist demonstrations by a nationality associated with a unit of change in the independent variable.

<sup>b</sup> Proportion of members of nationality not claiming titular language as their native language, 1989. Source: 1989 census data.

<sup>c</sup> Source: 1970 census data. Subsequent data on urbanization by nationality was not published in the USSR for the full range of groups in the sample.

<sup>d</sup> Based on an analysis of 184 protest demonstrations in the USSR from January 1965 through December 1986 with 100 participants or more.

<sup>e</sup> Source: Calculated from *Izvestiia TsK KPSS*, no. 2, 1989, pp. 140–41; no. 7, 1989, pp. 112–13.

表 3.1 各民族发动的民族主义示威活动总数的负二项回归（1987 年 1 月至 1991 年 8 月）

我对一系列自变量的影响效果进行了检验。基于理论和情境的原因，我预期这些自变量可能对民族主义活动的模式具有系统性影响。它们包括一个民族的人口规模（关于抗议活动的跨民族研究显示，人口规模与抗议活动的发生频率相关）<sup>1</sup>、该民族在苏维埃族群联邦等级体系（the Soviet ethnofederal hierarchy）中的地位（在建构主义文献中，这个因素被视为建构了前苏联的族群抗议活动）<sup>2</sup>、它的语言同化程度（这一变量能够捕捉到身份认同过程的关键方面）、它的城市化程度

positing a Poisson model but observing a lack of fit of the data with the Poisson distribution due to overdispersion in the data. In Table 3.1 the extreme statistical significance of the likelihood ratio tests against the Poisson distribution demonstrates that Poisson is not appropriate and that, as a tidal understanding of nationalism would have us believe, a negative binomial distribution is the better choice. The regression parameters in a negative binomial regression model can be exponentiated to produce incidence rate ratios, which measure the likely percent increase or decrease in the expected number of demonstrations from a unit change in the independent variable.

<sup>1</sup> See Douglas A. Hibbs, *Mass Political Violence* (New York: Wiley, 1973), p.25. I use the natural log of the population, as is standard in the literature, to deal with the high variability represented in population sizes.

<sup>2</sup> See Pjolip G. Roeder, “Soviet Federalism and Ethnic Mobilization,” *World Politics* VOL.43 (January 1991), pp.196-232; Rogers Brubaker, “Nationhood and the National Question in the Soviet Union and Post-Soviet Eurasia: An Institutional Account,” *Theory and Society*, Vol.23, No.1 (February 1994), pp.47-78; Ronald Grigor Suny, *Revenge of the Past: Nationalism, Revolution, and the Collapse of the Soviet Union* (Stanford, CA: Stanford University Press, 1993).

(这一变量对应于民族主义发展理论的观点)<sup>1</sup>，它在“公开化”政策开始以前的动员记录（这是那些强调民族主义冲突中的“粘黏性 (stickiness)”与延迟属性的人可能会提出的论点)、共产党员在人口中的饱和程度及伊斯兰文化背景（这两个因素在苏维埃的背景中具有潜在的政治重要性）。在族群联邦体系中具有共和国的地位与其人口规模 (population size) 高度相关 ( $r = 0.49$ )，且与这些回归分析中所使用的人口变量 (人口规模的自然对数) 的相关性更强 ( $r = 0.74$ )。然而，在理论上，我们有正当理由相信，上述两个变量都与各族群的活动模式相关。我们进行了几项详析检验 (specifications)，目的是厘清这些变量所各自具有的不同影响。

与之相比，表 3.2 展示了对参加民族主义示威的总人数（即动员行为在目标人群中所引起的反响）进行受限因变量估计的结果。受限因变量模型 (tobit model) 也是一种最大似然估计法，适用于变量经过删剪的非随机选择的情况。在我们的研究中，如果没有示威活动，人们就没有可能参与示威。通过删除那些没有发生示威的资料，我们就可以估计，当人们面对参与示威活动的机会时，某个特定的自变量是增加还是减少了实际参与民族主义示威活动的人数<sup>2</sup>。表 3.2 展示了六项详析分析 (specifications) 的结果。它们对人口规模、族群联邦制度、城市化水平、先前动员模式、共产党员比例以及伊斯兰文化背景等几项因素如何影响动员努力在目标人群中所引发的反响进行了探究。不过，在前三个方程中，包含了两个异常个案 (outlier) 的数据（亚美尼亚与阿塞拜疆），而在后三个方程中，则并未包含它们（关于它们的异常地位的由来，我们将在后面讨论）。此外，方程 1、2、4、5 检验了人口规模、族群联邦地位与参与水平之间关系的差异。方

Table 3.2. *Tobit Estimations of Total Number of Participants in Protest Demonstrations Concerning Ethnonationalist Issues by Nationality (January 1987–August 1991)*

Independent Variable	Equation 1*	Equation 2*	Equation 3*	Equation 4*	Equation 5*	Equation 6*
Ln population size (thousands), 1989	1,143,499 (2.55)**	–	535,098.4 (1.24)	560,713.5 (2.55)**	–	–76,166.2 (–0.97)
Dummy variable for union republic	–1,309,412 (–0.63)	2,636,789 (1.76)*	–613,850.4 (–0.34)	–144,558.4 (–0.14)	1,769,931 (2.45)**	653,668.8 (1.88)*
Dummy variable for federal unit lower than union republic	–774,419.5 (–0.55)	183,535.7 (0.13)	–219,630 (–0.17)	–403,685.5 (–0.59)	–9,162.4 (–0.01)	181,265.6 (0.72)
Linguistic assimilation, 1989	–152,013.7 (–3.29)***	–98,170.1 (–2.34)**	–89,596.5 (–2.00)*	–82,182.1 (–3.51)***	–54,772.7 (–2.69)**	–19,066.3 (–2.30)**
Level of urbanization, 1970	30,200.8 (0.73)	48,059.4 (1.12)	15,059.8 (0.41)	36,621.7 (1.80)*	46,407.1 (2.21)**	19,443.6 (2.72)***
Thousands of participants in demonstrations by nationality in pre- <i>glasnost</i> period, 1965–86 (squared)	3,489.1 (12.51)***	3,439.4 (11.61)***	3,195.4 (12.03)***	681.4 (1.10)	373.3 (0.60)	291.7 (1.37)
Party membership per 1,000 population, 1989	–8,239.5 (–0.30)	–26,071.4 (–0.95)	–26,689.1 (–1.08)	7,168.3 (0.50)	2,648.1 (0.18)	–8,017.6 (–1.52)

<sup>1</sup> See Karl W. Deutsch, *Nationalism and Social Communication* (Cambridge, MA: The MIT Press, 1953); Ernest Gellner, *Nations and Nationalism* (Ithaca, NY: Cornell University Press, 1983); Miroslav Hroch, *Social Preconditions of National Revival in Europe: A Comparative Analysis of the Social Composition of Patriotic Groups among the Smaller European Nations* (Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1985).

<sup>2</sup> The interpretation of the parameter estimates in these regressions is straightforward, with a unit change in the independent variable with the corresponding change in the expected number of participants per demonstration. On Tobit regression models, see Long, *Regression Models*, pp.187-216.



Dummy variable for peoples of traditionally Islamic cultures	-1,644,735 (-1.77)*	-1,225,637 (-1.27)	-663,797.5 (-0.75)	-1,537,822 (-3.17)***	-1,264,858 (-2.54)**	-533,457.5 (-2.95)***
Number of demonstrations raising ethnonationalist issues in which nationality engaged, 1987-91	-	-	10,879.7 (2.93)***	-	-	10,200.4 (14.40)****
Constant	-5,185,759	332,839.1	-1,735,068	-3,275,938	-810,621.9	394,590
Uncensored observations	31	31	31	29	29	29
Left censored observations at number of demonstrations = 0	16	16	16	16	16	16
Log likelihood	-505.9	-509.1	-502.17	-452.67	-456.05	-423.32
Model chi <sup>2</sup>	81.29****	74.76****	88.75****	40.04****	33.29****	98.75****
Pseudo R <sup>2</sup>	.0744	.0684	.0812	.0424	.0352	.1045
	*Significant at the .10 level	**Significant at the .05 level		***Significant at the .01 level		****Significant at the .001 level

Note: t-statistics in parentheses.  
<sup>a</sup> For these regressions n = 47 nationalities (excluding Russians).  
<sup>b</sup> For these regressions n = 45 nationalities (excluding Russians), with Armenians and Azerbaijanis omitted as outlier cases.

表 3.2 参与民族主义示威活动的总人数的受限应变量估计（1987 年 1 月至 1991 年 8 月）

程 3 和 6 把民族主义示威的次数包括进去作为自变量，目的是控制精英所发动的动员次数的影响——在逻辑上，这一变量是与一个民族中参与示威的总人数成正比的，并且能够解释它们与参与程度的关系。然而，如表 3.1 所示，在详析分析中，该变量仍然是与许多其它自变量相独立的，因此，还需要对上述结果进行更细致的说明。

通过对上述不同回归方程的比较，我们得以了解广泛的社会力量如何系统地型塑了民族主义动员的空间呈现模式。在所有的详析分析（specification）中，总的来说，族群的语言同化程度与较少的事件具有系统相关性，而城市化水平却总是与较多的事件相关联。因此，表 3.1 中的方程 1 显示，一个民族的城市化水平每增加一个百分点，事件数量的期望值增加 6.8%（在 0.01 的水平上统计显著）。与此同时，民族语言同化程度每增长 1%（该变量定义为：将其他民族语言作为母语的人数所占的比例），发生民族主义示威活动的预期数量将降低 7%（在 0.01 的水平上统计显著）。

上述这些发现生动地说明了“安静”阶段的社会过程如何型塑了民族主义争论的“嘈杂”时期的群体动员方式。城市化水平在民族主义活动者拓展网络的过程中扮演重要角色，这是民族主义的发展主义文献（developmentalist literature on nationalism）中的一个核心假设——尽管这一假设一般不会被如本研究一样的严格经验资料所检验。上述发现也显示，在面对相同的行动机会时，相对于城市化水平较低的民族，城市化水平较高的民族通常更有可能参与民族主义运动。在第二章中，我们已经看到，在“公开化”政策时期，苏联的大规模示威大都发生于人口超过 100 万的城市。因此，城市化具有双重的重要性：不仅城市化水平高的民族会更频繁地参加示威活动；而且在同一民族中，相对于农村人口，城市人口参加民族主义运动的可能性也显著提高。这一统计学证据证实：苏维埃政权为实现现代化而付出的努力——与其原本的目标相反——反而有助于培育出一种最终导致其覆灭的条件，因为它创造出了城市的民族知识分子，而这些人成为了民族主义运动的领导者。现代化推翻了苏维埃国家，这不仅仅是由于它产生了自由主义知识分子阶层，更重要的还在于它培育了民族主义动员者的潜在网络，而一旦机会具备，这一网络就会组织起一连串对政权构成严重挑战的民族主义活动。

在关于民族主义的学术文献中，一个核心的叙述关注同化作用与文化抵抗之间的斗争<sup>1</sup>。表 3.1 中的统计证据表明，认同过程对塑造动员行动的结果具有重要影响；同时，发生在竞争的“安静”阶段的文化争论对未来的民族主义者在“嘈杂”时期追求共同目标的能力具有关键的影响作

<sup>1</sup> See David Laitin, *Language Repertoires and state Construction in Africa* (Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1992).

用。表 3.1 中的证据并不涉及民族主义宣传在目标人群中所引发的反响，因此并不能表明民族主义信息在语言同化群体中所引起的共鸣不如在非语言同化群体中的范围广泛（尽管这一点在表 3.2 中得到了证实）。相反，上述结果表明，与语言同化程度较低群体中的民族主义精英相比，语言同化程度较高群体中的民族主义者发起对抗国家的努力的频率要低一些。因此，通过降低民族精英参与民族主义运动的意愿与能力，语言同化过程对精英行为产生了显著影响。

然而表 3.1 表明，如果认为民族主义的“嘈杂”时期仅仅是民族主义“安静”时期所发生的事情的反映，则是不正确的。例如，当我们控制了其它因素的影响，一个民族的先前的动员模式（该民族在 1965-1986 年间参与示威活动的次数）与它在“公开化”时期所参与的示威活动的数量间并没有简单的相关关系。（尽管在没有控制其它因素条件下，两者存在统计上显著但实质微小的相关性，仅能解释“公开化”时期的民族主义示威活动的组间差异的 2.5%）。先前的民族主义动员模式也与人口规模、城市化程度、语言同化水平相关，这使得这一问题变得极为复杂。因此，我们有理由假设，“前公开化”时期与“公开化”时期的动员模式之间的相似程度，在很大程度上可以归因于它们都型塑于共同的既存结构条件。在这种意义上，“公开化”政策时期不只是过去的民族主义冲突的延伸。虽然“安静”时期所发生的事情显然能够影响“嘈杂”时期发生的事情，但同时，这期间也会发生一些独特的过程（distinct processes），而这些过程并不能完全被先前的动员模式所解释。

关于人口规模和族群联邦体系在影响民族主义动员的频率中具有何种作用，表 3.1 中提供了一些更为有趣的发现。一些跨民族的研究已经发现，仅仅基于人口学的原因，我们就可以由预计：人口规模越大的族群经历示威运动的风险也越高，因而它们表现出的抗争程度也就越高。第一个方程的结果显示了“公开化”政策时期各民族的民族主义示威活动的频率与该民族的人口规模之间的关系。但是，群体规模对民族主义精英的行为所具有的影响远比仅仅基于群体人数而计算的行动可能性复杂。首先，一个群体在其主要居住地的联邦单元中所占的人口比例与他们的规模相关（ $r = .42$ ），且与本研究所使用的人口规模的自然对数这一变量的相关性更高（ $r = .67$ ），因此，规模较小的群体在其所在的联邦单元内往往也是少数群体，他们所能掌握的用以对抗支配性政体的政治资源亦因此较少。<sup>1</sup>另外，自 19 世纪中期以来，主流的国际规范支持大群体（大族群）的民族自决诉求，而不支持小群体的民族自决。一般来说，只有达到一定规模的群体所提出的分裂主张才会被认可<sup>2</sup>。仅仅这一点就足以使小群体更少地参与民族主义运动。在其它条件相同的情况下，小群体所拥有的瓦解国家的资源更少，在所在的联邦单元中更可能沦为少数群体，它们所提出民族自决的主张也更不容易获得认可；这些因素都使得它们的民族主义行动的成功希望十分渺茫。

在苏联的案例中，群体规模和族群联邦体系之间的密切联系使得群体规模的作用更加复杂化。除地理位置等关键因素外，人口规模亦是斯大林在配置各族群在联邦等级体系中的地位时所遵循的原则之一。随着时间的流逝，被指定为某类族群联邦单元将影响该族群成员所能获得的文化资源类型。例如，一个族群在族群联邦等级体系中的地位（在这里被处理为一个定序变量，分别表示加盟共和国、地位低于加盟共和国的联邦单元、根本不具有族群联邦单元等不同情况）与该群体的语言同化程度之间存在中等强度的负相关关系（ $r = -.46$ ）。许多学者认为，前苏联在“公开化”政策时期兴起的民族主义浪潮是这一苏联式的族群联邦制度的后果。他们主张，族群联邦制度为以前没有固定边界的群体提供了领土概念、为各个族群提供了特殊的族群文化与教育机

<sup>1</sup> When the Proportion of a group within its ethnofederal unit of primary habitation was included in these regressions among with logged population size, it was not statistically significant. When the population variable was dropped, however, the proportion variable was statistically significant, though the degree of variation explained by the regressions dropped substantially. Thus, logged population was a better predictor of mobilization, as it captured much of the variation explained by the proportion variable.

<sup>2</sup> E. J. Hobsbawm, *Nations and Nationalism since 1780: Programme, Myth, Reality* (2nd edition.) (Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1990), pp.30-32.

构、为各个族群培养了本民族的干部队伍，而所有这些都为“公开化”政策时期的民族主义兴起铺就了温床。至少以民族主义运动的总发生频率这一指标来看，表 3.1 中的发现为这些论断提供了证据。

但是，要确定族群联邦制度在构建前苏联的民族主义模式中所扮演的系统性角色，关键在于，我们是否能够首先把它们的影响效果与创建这一制度所依据的标准的影响效果分离开来。这并非一个微不足道的问题，它直接触碰到近年来在政治科学和社会学领域中颇为流行的新制度主义的认识论基础。毕竟，制度不是凭空产生的，它们是依靠思想中的规范和政治标准形成的，因此，在其内部亦能反映出某种外部逻辑。苏联的族群联邦体系正是如此，它被创立的部分原因恰是为了防止各族群在俄罗斯革命时期横扫俄罗斯帝国的民族主义浪潮中寻求分裂。从最开始，在列宁形成其关于族群联邦主义的思想时，当时刚刚出现的民族自决规范对这一思想产生了重要影响，进而，内嵌于这一制度中的基本逻辑即反映了在族群提出自决要求时，人口规模所具有的重要意义。这一情形使得我们不能将族群联邦制度的任何一个具体方面分离出来，并对其对民族主义行动模式的影响进行孤立地分析。举例来说，在表 3.1 的方程 2 中，我们看到的证据表明，加盟共和国地位对增加一个族群所发起的民族主义示威活动的总数量是一个统计显著的指标。但方程 3 则展示，当我们控制了人口规模这一变量时，这种关系就消失了。这并不是说，将不同群体分配至族群联邦等级体系中的不同位置这件事本身对各族群动员的频率没有独立影响，恰好相反，我们将在下面看到关于它的作用的大量证据。但是，由于人口规模与族群联邦地位联系紧密，因此，族群联邦体系对各族群动员频率的影响作用中的大部分是可以由人口规模反映出来的。事实上，在预测总体动员模式时，人口规模是较族群联邦地位更好的指标，这主要是因为，除族群联邦等级体系外，其它与民族主义动员相关的因素（与人口统计学指标相关的行动可能性、国际规范的影响和现实的权力政治）也都可以由人口规模这个变量所反映。因此，如果不考虑这些其它因素的作用，而孤立地强调族群联邦体系对民族主义动员的影响，这一视角将产生误导。

同时，表 3.1 中的方程式表明，即使我们控制了人口规模这一变量，是否被分配至低于加盟共和国的族群联邦地位与较低的民族主义示威频率之间仍然具有尚算显著的相关关系（在 0.1 的水平上）。并且，不论一个民族的认同过程（语言同化）的强度及城市化水平如何，这种关系都存在。进一步，如果检视在族群联邦体系内处于不同地位的群体所发动的示威运动的时间分布（图 3.2），我们会发现，地位低于加盟共和国的族群联邦单元的各群体的示威活动呈现出一种独特的时间模式。由拥有加盟共和国的非俄罗斯群体发动的抗议行动（以及由俄罗斯人发动的非民族主义动员）通常或多或少地在整个动员周期中呈正态分布，而由那些没有联邦单元的群体发动的动员则一般集中在周期的较前阶段。在周期的早期阶段，动员是由拥有加盟共和国地位的非俄罗斯群体、没有联邦单元的群体和俄罗斯人发起的。相反，在这一阶段，只拥有低于加盟共和国的族群联邦单元的群体则基本没有发起动员行动。他们的行动在周期的第二阶段才显著增长（俄罗斯人的民族主义行动亦是如此）。拥有加盟共和国地位的非俄罗斯群体和没有联邦单元的群体所发动的示威活动在开始阶段主要是民族主义动员，但后来则分化为多种不同的主题。相反，拥有低于加盟共和国的联邦单元的群体和俄罗斯人的抗议活动在开始时几乎全部是关于其他议题的，但随着时间的推移，则越来越向民族主义的方向发展——这显示出在整个周期中示威运动的潮汐式力量的影响。

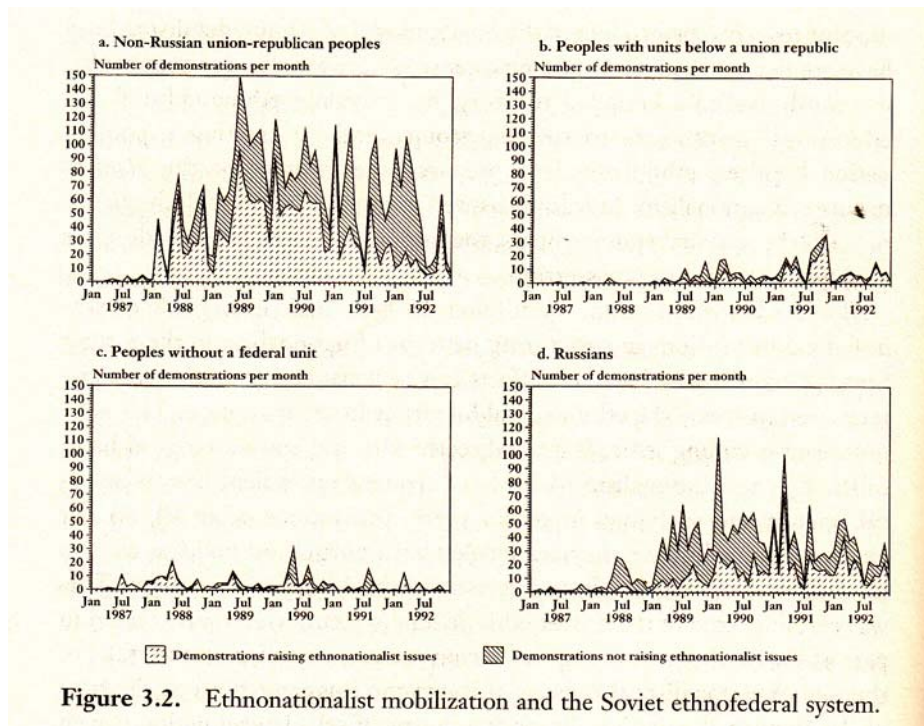


Figure 3.2. Ethnonationalist mobilization and the Soviet ethnofederal system.

总之，在剥离掉人口规模、城市化水平及语言同化程度的影响后，一个族群在族群联邦等级体系内的地位的确具有独立的作用效果。但是，族群联邦体系并不仅是一个促进性的条件，它同时也是一种制度性的约束。我们不能简单地说，族群联邦体系为各族群提供了语言和文化资源，这些资源最终导致民族主义精英整合起来，并在时机出现时展开行动。就像证据所表明的那样，这一情形确实发生了；但同样不容忽视的事实是，制度也约束和制约了一些挑战者的想象空间，只有当主权规范（norms of sovereignty）于1990年和1991年在其他群体的动员运动影响下失去约束力后，在低于加盟共和国的族群联邦单元中，动员活动才最终蔓延开来。族群联邦主义对动员活动的型构作用体现在两个方面，它既为一些群体提供了用以挑战国家的文化和政治资源，又限制了其他群体对适宜和可行的行动类型的想象。

下面再来看一些型构了民族主义示威运动的大众参与模式的因素，表3.2的结果反映了动员过程中的一些不同的画面。方程1、2、4和5显示：与对目标人群所发起的动员努力这一因变量一样，一个民族参与进这些动员行动的程度同样与该民族的人口规模、在联邦等级体系中的位置、语言同化程度和城市化水平相关。但是，当控制了一个群体所卷入的示威运动的数量后（方程3和6），人口规模和族群联邦体系的影响作用或者消失了，或者变得不那么显著了。这反映出，这些因素对动员活动的作用主要是通过影响民族主义精英组织示威活动的可能性——而不是目标人群参与示威活动的倾向性——而实现的。在这方面，族群联邦主义更可能是型构了精英而非大众的行为模式。

语言同化程度与参与程度的相关关系更强，也相对稳定；即使控制了一个群体参与示威活动的次数后，情况依然如此。在方程6中，一个群体的语言同化程度每提高1个百分点，该群体中参与民族主义示威活动的个体数量大约会减少19,000人。此外，从方程4到6，我们可以看到，如果剔除亚美尼亚和阿塞拜疆这两个异常个案，城市化水平与民族主义示威运动的大众参与程度之间存在统计显著的正相关关系。并且，当控制了各群体所卷入的示威活动的次数后，这种关系仍然存在。在为民族主义集体行动生产出大批追随者这一问题上，城市化起了核心作用，尽管在表3.2的方程1到3中，它的影响力被其与前“公开化”政策时期（这一因素尤其与亚美尼亚的动员活动高度相关）的大众参与模式的紧密关联（ $r = 0.44$ ）所遮盖。就像方程6所展现的那样，不

论一个民族所卷入的示威活动的总次数有多少，它的城市化水平每增加1个百分点，其参与示威活动的人数就会增加大约19,000人。在方程 1 到 3 中，在“前公开化”时期的动员模式与“公开化”时期的民族主义示威的参与模式之间具有非常稳定的相关关系，而在方程 4 到 6 中，它们的关系则不具有统计显著性，这反映了一个特别个案（亚美尼亚）的影响。不论是在前“公开化”时期还是在“公开化”时期，该个案都表现出最高的示威参与水平。

二十世纪30年代，苏联政权为其境内的大多数穆斯林划定了民族类别，这是一种相对晚近的、由外部施加的民族类别，而在这些群体内部，传统的宗教和部落认同的力量依然存在这能够合理地解释方程 4 到 6 中苏联穆斯林对民族主义框架缺乏共鸣的原因（亚美尼亚和阿塞拜疆作为异常个案被剔除）。我们将会看到，这些发现经得起随后所进行的调查的检验。以传统的穆斯林群体为目标群体的民族主义运动通常产生了与其它民族主义运动同样多的民族主义示威运动，至少在考虑了目标人群的规模、其在族群联邦等级体系中的地位、城市化水平和语言同化程度这些因素后，情况是如此。但是，当控制了其它因素的影响后，这些动员活动在目标群体内所产生的号召力则远没有在其它群体中那样广泛。

最后，在所有这些回归方程中，没有任何证据显示，一个民族的人口中的党员人数的饱和程度与民族主义动员的频率与强度之间存在系统相关性。在整个周期中，在控制了其它因素后，与政权有密切联系的民族主义者和被边缘化的民族主义者参与民族主义动员的机会一样高。共产党被解散，正是由于它没能找到一个抵抗民族主义浪潮的社会基础。甚至在那些在党内具有超比例代表地位的民族中，情况也是如此，而这些民族本来是被预期会支持共产主义原则的。一个民族在党内的超比例代表（overrepresentation）程度与该民族民族主义动员之间并没有负向关系，这一事实表明，在这一阶段，在党的机构和传统支持基础中，民族主义最终渗透到了相当深的程度，从而从内部侵蚀了苏维埃国家。

尽管已有强有力的证据显示，既存的结构条件对民族主义动员具有重要影响，但是，仍有大量的变异并不能由上面这些回归方程所解释（在示威模型中，只有12%的变异被所考察的因素解释；在参与模型中，只有10%的变异被所考察的因素解释）。在这些模型中所内含的“传染（contagion）”假设、关于存在具体的事件过程的证据，都表明有必要将民族主义动员这一问题置于时间和空间的交汇处来进行分析。在这一交汇处，既存的结构条件、制度约束和特殊的事件过程将相互碰撞、形成互动。

## 时间和空间上的民族主义（I）----民族主义争论的时间蔓延

像所有的社会现象一样，民族主义在本质上是时空性的（fundamentally chronotopic），因为它总是在时间与空间的结合点上才呈现出具体形式的。因此，在研究民族主义时，我们必须找到一种能够捕捉到时间与空间这两个维度间的互动方式的研究方法。上面分析的历时性数据（temporal data）是全国范围的汇总信息，但这种加总处理会使数据中所包含的大量涉及群体层次上的横向差异的信息被掩盖；与此同时，加总的横向数据（cross-sectional data）则会遮蔽群体行动中的大量历时性差异信息。一次民族主义浪潮包含有多波动员，每一波动员都部分地吸收了前一波动员所释放的动能。截至1989年底，在亚美尼亚，主要的民族主义动员发生于1988年2月、5月、7月、9月到11月、1989年5月、8月和11月到12月；在阿塞拜疆，发生于1988年5月、11月到12月和1989年8月；在爱沙尼亚，发生于1988年6月、9月和1989年8月；在立陶宛，发生于1988年7月、8月、10月、1989年2月和8月；在拉脱维亚，发生于1988年7月、10月、11月、1989年3月、8月和11月；在格鲁吉亚，发生于1988年11月、1989年4月、5月和11月；在西乌克兰，发生于1989年6月、9月和11月；在摩尔达维亚，发生于1989年8月。在加总水平上，无论是纵向的时间分析，还是横向的空间分析，都不能显示出民族主义在时空交汇中的时空性变化特征，因此不能捕捉到在不同时空环境中的民族主义行动之间是如何相互影响的。

本章开头引用了赫尔岑的观点，当他提及人类历史上“时间序列上的不公平”，时，其关注点并不是民族主义动员，而是俄罗斯的现代化进程。但是，通过“时间序列上的不公平”的说法，赫尔岑清晰地表达了这样一种观点，即某一个行动会对随后的行动产生跨越时空的影响（*chronotopic influence*），而这一观点正是本书的中心主题。赫尔岑认为，19世纪中期的俄罗斯处在一个很好的位置上，通过一种建立在农民公社基础上的农民社会主义，它可以规避英国和法国在工业化初期所犯的错误。在某种程度上，俄罗斯知识分子过分地吸取了英国和法国工业化的教训，这使他们痴迷于通过拒绝市场和追求乌托邦式的现代化工程的方式来避免这些错误。从别人的行动中学习，并不意味着必然学到了好的部分，但这种跨时空的影响是现代化过程中所固有的一个组成部分。最终，俄罗斯还是通过多种方式从这些早期工业化国家的行动中获得了收益——其中最明显的可能就是它具有利用其它国家开发出来的技术能力和知识模式的能力。就像斯大林所描述的，整个苏联的工业化过程是这样一种尝试：在工业文化上将苏联社会“美国化”，同时在内部构建国家社会主义。

在动员周期内也发生着很多“时间序列上的不公平”。就像社会运动专家所熟知的那样，在动员周期中，不同群体在行动的时间安排上存在显著差异。一些群体（早期起义者）在周期内比其它群体更早地参与行动（后起义者），而还有一些群体根本没有参与行动。后起义者的努力深受他们之前的起义者的成功范例的影响。虽然，早期起义者可能享有更多适合的结构条件来促进动员活动，但他们比后起义者面临更僵硬的制度约束。对后起义者而言，虽然他们拥有的结构条件是不利的，但他们处于更好的位置，可以从前辈的努力、错误和成功中获得利益。正是以这种“时间序列上的不公平”为基础，一次民族主义运动能够对另一次运动形成潮汐式的影响。

在后面的章节中，我将进一步阐发这一观点。在这里，我只是试图展示：与民族主义动员频率相关的结构条件同样也与各群体在动员周期内的时间安排相关。也就是说，民族主义运动的时空结构不仅被制度的设立与撤销所型构，同样也被目标群体既存的结构特征所型构。我的方法集中关注在整个动员周期中每个群体所发起的第一次民族主义行动的时机。对从1987年1月到1991年8月的动员周期内的每一天，我都赋予一个连续数字，并进行了一系列单个失败案例的存活分析（*single-failure survival analysis*）。这一分析的目标在于揭示出，在动员周期内，一个群体首次发起与族裔民族主义相关的行动的时间与哪些因素相关。在周期内的任何时间，每个民族都被视为具有同样的可能性发动他们的第一次民族主义示威<sup>1</sup>。表3.3展示了这一结果。早期起义者被视为是具有相对较大可能性发动他们的第一次族裔民族主义示威的群体，而后起义者则被视为是具有相对较小可能性发动这一运动的群体。

---

<sup>1</sup> A Weibull regression model was chosen as the most appropriate after engaging in standard tests of model residuals against those of the closest competitors. This involved comparing plots of the Cox-Snell Residuals against the opposite of the natural log of the Kaplan-Meier survival estimates. I also compared the log-likelihoods of Weibull and Gompertz models using the Akaike information criterion, which produced a slight preference for the Weibull model over the Gompertz. The appropriateness of the Weibull model's assumption of a monotonically increasing risk of an event is also confirmed by the values of the shape parameters  $p$ , which show an increasing risk of an event for nationalities over the course of the cycle that is in each case statistically significant (a  $p$  value of 1 would have indicated a flat risk of an event over time, whereas a value less than 1 would have indicated a declining risk over time). The coefficients represent hazard ratios, which in this case measure the risk of the occurrence of the first ethnonationalist demonstration by a nationality relative to the risk of its nonoccurrence associated with a unit change in the independent variable during the days in which a nationality was at risk of experiencing its first ethnonationalist demonstration. See J. D. Kalbfleisch and T. L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data* (New York: John Wiley and Sons, 1980), pp.23-24.

Table 3.3. Weibull Regressions of the Relative Risk of a Nationality Engaging in Its First Protest Demonstration Raising Ethnonationalist Issues (January 1987–August 1991)<sup>a</sup>

Independent Variable/Equation	100 or more participants					1,000 or more	10,000 or more	20,000 or more
	Equation 1	Equation 2	Equation 3	Equation 4	Equation 5	Equation 6	Equation 7	Equation 8
Ln population size, 1989	1.301 (1.30)	1.648 (3.87)****	–	1.263 (1.22)	1.490 (2.90)***	1.208 (0.88)	1.449 (1.37)	2.567 (2.61)***
Dummy variable for union republic	2.222 (0.90)	–	4.908 (2.52)**	3.632 (1.83)*	–	4.533 (3.27)**	6.577 (2.32)**	11.140 (2.11)**
Dummy variable for federal unit lower than union republic	.566 (–0.93)	–	.611 (–0.79)	–	.420 (–1.82)*	–	–	–
Linguistic assimilation, 1989	.956 (–2.26)**	.948 (–3.00)***	.962 (–2.13)**	.961 (–2.13)**	.946 (–3.06)***	.941 (–3.28)****	.918 (–3.13)***	.896 (–2.72)***
Level of urbanization, 1970	1.053 (2.86)***	1.057 (3.30)****	1.055 (3.01)***	1.058 (3.33)****	1.050 (2.77)***	1.078 (3.90)****	1.068 (2.83)***	1.114 (3.49)****
Party membership per 1,000 population, 1989	1.012 (0.81)	.999 (–0.09)	1.014 (1.04)	1.008 (0.57)	1.010 (0.69)	1.012 (1.00)	1.010 (0.63)	.971 (–1.21)
Dummy variable for peoples of traditionally Islamic cultures	.463 (–1.40)	.417 (–1.71)*	.514 (–1.24)	.512 (–1.26)	.406 (–1.70)*	.659 (–0.80)	.437 (–1.17)	.027 (–2.89)***
Number of observations	47	47	47	47	47	47	47	47
Number of failures	31	31	31	31	31	27	20	15
Number of days at risk	1,704	1,704	1,704	1,704	1,704	1,704	1,704	1,704
Total analysis times (days) at risk	51,779	51,779	51,779	51,779	51,779	56,026	63,004	66,169
Log likelihood	–40.809045	–42.930195	–41.643598	–41.216057	–41.213669	–32.438945	–20.638234	–9.4430154
Model chi <sup>2</sup>	38.17****	33.93****	36.51****	37.36****	37.37****	44.65****	50.54****	63.69****
P (shape parameter)	2.033936	1.920254	1.991261	2.008886	2.014092	2.425532	3.104393	4.721127
Z-score for ln P	4.87****	4.38****	4.78****	4.81****	4.74****	5.78****	6.43****	7.185****

\*Significant at the .10 level

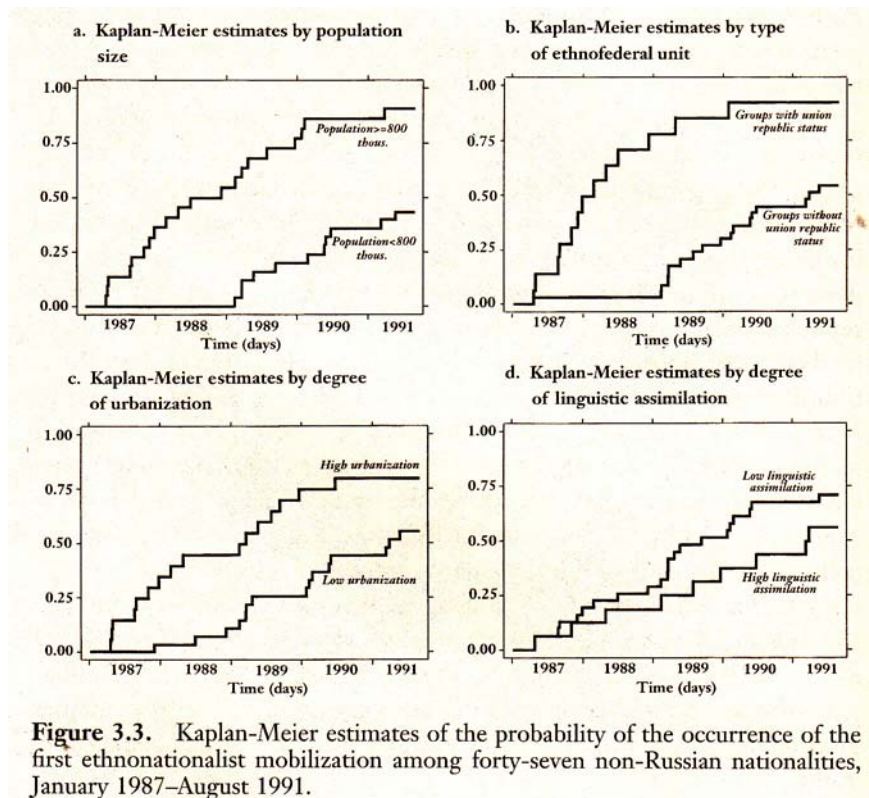
\*\*Significant at the .05 level

\*\*\*Significant at the .01 level

\*\*\*\*Significant at the .001 level

<sup>a</sup> Parameters represent hazard ratios, with z-scores for standard errors in parentheses.

结果显示, 总的来说, 那些决定了各个群体的示威的总发生率的因素, 同时也决定了他们在周期内发起第一次民族主义动员的时机。早期起义者往往是这样的群体: 他们的城市化水平较高, 语言同化水平较低, 群体规模大, 并拥有加盟共和国地位。人口规模和加盟共和国地位之间的密切关系, 使他们之间的因果关系很难理清, 但总体上, 族群联邦体系比人口规模对民族主义动员的时机的影响效果更为稳定——这与前面关于民族主义动员的总发生率的发现相反。另外, 还有一些不太显著的证据表明, 自治共和国地位和伊斯兰文化背景与该群体在周期内推迟发动民族主义动员相关。事件的样本包括参与者达到或超过 100 个的事件。但是, 方程 6 到 8 表明, 如果将第一次事件的最小规模提高到 20,000 个参与者, 那么, 伊斯兰文化背景就成为延迟第一次行动的一个统计显著的因素 (这证实了早期的发现, 即伊斯兰文化背景并不必然减少民族主义示威的总次数, 但会减少参与示威的人数)。



**Figure 3.3.** Kaplan-Meier estimates of the probability of the occurrence of the first ethnonationalist mobilization among forty-seven non-Russian nationalities, January 1987–August 1991.

这些发现表明，在整个动员周期的过程中，抗争大体上从结构便利性高的群体向结构便利性低的群体蔓延。这在图 3.3 中得到证实，该图展示了与一个群体在动员周期中所卷入的第一次民族主义示威相关的失败函数（failure function）（事件随时间推移而发生的概率）的卡普兰-梅厄估计（the kaplan-Meier product-limit estimates）。<sup>1</sup> 从图中可以看出，那些具有结构优势（人口规模大、加盟共和国地位、城市化水平高）的民族不仅更愿意参与一定程度的民族主义抗议，并且他们也倾向于比那些没有结构优势的民族更早地卷入动员活动。例如，直到 1989 年春天，规模小于 800,000 的小群体甚至还不曾动员任何大规模的运动（图 3.3a）。对没有加盟共和国地位的多数群体，情况同样如此（图 3.3b）。在这两种情况下，由结构上处于不利地位的群体所发动的初始动员都集中在动员周期的后半部分。在城市化这一问题上（图 3.3c），上下两级函数显示出平行的、甚至模仿的模式。从 1987 年中到 1988 年中，城市化水平高的群体的初始动员集中爆发；这一趋势在 1989 年初被城市化水平低的群体所追随。城市化水平高的群体的初始动员在 1989 年出现另一次高潮，而这一高潮再次在 1990 年被城市化水平低的群体所追随。具有类似结构条件的群体的初始行动时间集中在一起，这显示出，在周期内，不同群体的行动时机的选择具有潜在的逻辑。在具体的时间背景中，那些由具有较少结构优势的群体所发动的运动能够从先前那些由具有较多结构优势的群体所发动的行动中获益，因为这些先前的行动可能会推动制度约束的改变。然而，图 3.3d 显示了一个不同的模式，语言同化程度高的群体和语言同化程度低的群体在行动时间上的不同，在周期的中期 1989 年才出现；二者的“失败函数”（failure functions）的差异在统计上不显著，而只有当控制了所有其他因素时，语言同化才成为一个解释动员时机差异的

<sup>1</sup> The Kaplan-Meier survival function estimates are calculated by taking the probability across all points in time that a case does not experience a failure event within a given population of cases. See D. Collett, *Modelling Survival Data in Medical Research* (London: Chapman & Hall, 1994). The failure function (one minus the survival function) represents the probability that at least one ethnonationalist demonstration by a group has occurred at any given point in time.



统计显著因素。

因此，赫尔岑关于历史具有“时间序列上的不公平”的说法很好地描述了一次民族主义浪潮的潜在逻辑。结构优势不仅能够系统地预测更高的总行动频次，而且还能够预测行动的时间序列。这种跨时间的群体行动结构意味着，在发起民族主义运动这一问题上，结构条件不利的群体比结构条件便利的群体开展动员要晚。这种行动的时间序列性给处于不利条件的群体提供机会，使他们从前辈的行动范例中获益。我们将在下面看到，在“公开化”的革命中，这种跨群体的影响系统地呈现了出来。

## 时间和空间上的民族主义（II）——具体事件过程的系统影响

在最后一部分，我将把上面的研究发现整合起来，并对民族主义动员进行一项横向的（cross-sectional）时间序列（纵向的）分析。我将表明，即使控制了既存的结构条件和制度约束对动员行动的影响，特殊事件过程（自我重现、竞争，及其他以事件为基础的影响）仍然能够解释在不同时间点和群体间的动员行动的差异中的相当大的一个部分。我还将表明，因果影响的三个层次之间的关系是随着时间而不断演化的，相对于制度约束和既存的结构条件，具体事件过程在因果关系中的重要性越来越大。

纵向分析（longitudinal analysis）非常适合这些目标。尽管需要在一定程度上进行时间维度上的数据汇总（temporal aggregation），但横向的时间序列回归（cross-sectional time-series regression）使我们能够审视民族主义动员活动在时间和空间的共同作用下高涨和衰落的过程。我选择以周为单位进行数据汇总，因为这包含了最小的时间汇总，使我能够检测到时间因素对动员活动的上升和下降过程的影响，而这些影响在仅以天为单位的检验中则是不可见的；同时这也不会导致数据被过度汇总（overaggregating），以致使时间维度上的因果模式被遮盖<sup>1</sup>。我发展了两个纵向模型：一个关注示威活动的发生频率的变化；另一个则关注这些示威活动的大众参与模式。这两个模型分析了从1987年1月到1991年8月的237周的时间内、15个非俄罗斯族群的民族主义动员活动。这些样本是根据重大动员活动的记录从一个更大的样本中筛选出来的，其中包含了3,555个观察结果<sup>2</sup>。与前面曾解释过的一样，由于因变量具有事件计数性（event-count nature），因此，一般的最小二乘法并不适合检验示威模型，作为替代，我选择了随机效应负二项回归模型（random-effects negative binominal regression model）<sup>3</sup>。对于参与模型，我采纳贝克和凯兹（Beck and Katz）的观点，依据使用修正标准误的普通最小二乘法（ordinal least square with panel-corrected error）建立模型。特别地，依据我关于民族主义运动具有自我重现效应（recursive effects）的理论假设，我的兴趣在于评估一个动态的内生模型，这个模型将探讨序列相关（serial correlation）过程和案例间的交互影响（cross-case influence），而不在于为发展对自动回归过程或表面相关的标准化修正而建立一个静态模型。<sup>4</sup>每个模型中都增加了六个对因变量的每周延迟变量（six weekly

<sup>1</sup> For a similar strategy, See Karen Ressler, “Concessions, Repression, and Political Protest in the Iranian Revolution,” *American Sociological Review*, vol. 61 (February 1996), pp.132-52.

<sup>2</sup> The selection of fifteen groups for longitudinal analysis of our the larger sample of forty-seven was necessitated by the small temporal variation among groups with minimal or no records of mobilization during this period, which would have skewed the statistical results. The groups included sere Ukrainians, Belorussians, Uzbeks, Lithuansians, Jews, Latviansm Estonians, and Chechens.

<sup>3</sup> On the negative binomial random-effects model, see A. Colin Cameron and K. Trivedi, *Regression Analysis of Count Data* (Cambridge, UK: Cambridge University Press, 1998), pp. 287-92. For an application to the study of protest events, see Stuart Hill, Donald Rothchild, and Colin Cameron, “Tactical Information and the Diffusion of Peaceful Protests,” in David A. Lake and Donald Rothchild, eds., *The International Spread of Ethnic Conflict: Fear, Diffusion, and Escalation* (Princeton, NJ: Princeton University Press 1998), pp. 61-88. A fixed-effect model was also tested and produced analogous results.

<sup>4</sup> See Nathaniel Beck and Jonathan N. Katz, “What to Do (and Not to Do) with Time-Series-Cross-Section Data,” *American Political Science Review*, vol. 89 (1995), pp. 634-47. Beck and Katz provide evidence of the general superiority of OLS estimators with panel-corrected standard errors over GLS estimators through Monte Carlo

lags of the dependent variable), 目的是对模型中的序列相关进行检验和控制<sup>1</sup>。这使我们能够对数据中存在的一些自我重现过程进行建模, 进而将重要的理论议题和先前已经鉴别出的时间影响因素置入定性的历时性分析中。

对每个模型, 所有在先前的分析中被证明具有统计显著性的变量都被包含进了详析分析 (specification) 中, 包括: 人口规模、加盟共和国的联邦地位 (在示威模型中)、语言同化程度、城市化水平、早期动员记录 (在参与模型中) 和穆斯林文化背景。因为样本只包括从最初的包含 47 个群体的较大样本中筛选出的 15 个群体, 因此我们不能期望所有这些进行横向分析的变量都能呈现出统计上的显著关系。把它们包含在这些详析分析中, 可以控制它们在纵向分析中对不同群体所产生的影响。此外, 还有三个变量被加入模型, 目的是控制变动的制度约束对动员过程的影响: (1) 一个虚拟变量, 用以捕捉在 1988 年春天的第十九届党代表大会选举、1989 年的人民代表大会选举和 1990-1991 年的各共和国和地方立法机构选举这三次大的选举之前的六周中的竞选活动的影响; (2) 另一个虚拟变量, 用来标识制度化结果的实现, 这一结果或者是民族主义反对派取得了共和国和地方政府的控制权, 或者是实现了示威运动所要求的其他主要目标; (3) 一个政治自由化变量, 由动员行动——特别是那些发生在模型覆盖的时间范围中的较早阶段的动员行动 (以其在动员周期内的周数来测量)<sup>2</sup>——的时间依赖性所代表。正如前面的分析所表明的那样: 更大的开放性 (在这里由时间变量来代表) 和选举活动应该与更高层次的抗争努力相关联 (虽然并不必然与更高的参与程度相关), 而制度化的结果则应该同时减少发起抗争的努力和降低大众参与示威运动的可能性。

此外, 我在参与模型 1 中增加了一个变量, 用以标识亚美尼亚—阿塞拜疆冲突的加剧期。就像我们在前面看到的那样, 这些个案在大众参与方面是异常值。我采用了一个使用虚拟变量的延迟分析 (protracted analysis) 来探讨个案和时期的影响。该分析表明, 与其他群体相比, 这两个民族在示威运动中明显表现出更高的参与性, 并且, 大部分这类增强的动员都发生在两个族群间发生暴力冲突的特殊时期。为什么亚美尼亚和阿塞拜疆的示威参与水平与其它群体显然有别, 这个问题还不清楚。它们之间的冲突异常激烈, 但是, 在“公开化”时期, 导致苏联垮台的原因并不仅仅是这一类冲突。这种强度和竞争性很有可能导致在我们搜集数据时所使用的媒体资料存在偏差。不幸的是, 这一问题很难解决。但是我并没有采用剔除这些个案的方式, 而是将它们包含进来, 并通过引入一个标记亚美尼亚和阿塞拜疆的冲突加剧期的变量来控制它们的影响。

为了提供案例间具有交互影响 (cross-case influences) 的证据, 我在每个模型中都包含了单独的变量: 示威模型中——其它群体参与的示威运动的次数; 参与模型中——参与这些示威运动的人数 (以十万为单位)。初步分析表明: 在两个模型所呈现的群体交互影响中, 不同的过程在

---

simulations, particularly for samples with a small number of time observations. Although this was not true of the current sample, Beck and Katz (1996) make a strong argument that GLS leads analysts away from examination of the dynamic qualities of the data and provide evidence that OLS with panel-corrected standard errors provides for consistent estimations.

<sup>1</sup> Since the negative binomial is multiplicative rather than additive, the natural log of the number of demonstrations was used. See Cameron and Trivedi, *Regression Analysis of Count Data*, pp. 238-39, 294-95. To deal with cases in which the number of demonstrations was zero, 0.5 was added to the demonstration value before taking the natural log. For a similar application, see Hill, Rothchild, and Cameron, "Tactical Information and the Diffusion of Peaceful Protests," p. 76.

<sup>2</sup> In the demonstration model, this was logged to take into account the multiplicative character of the negative binomial regression. I assumed that political liberalization was best conceptualized as linear time-related process, unmeasurable by any single act and operating generically across all cases. I also assumed that it was likely to be operative during the first years of the cycle. Indeed, when the sample was divided in half, the time variable was positively related to demonstrations and levels of participation during the earlier period (January 1987 through April 1989) but negatively related in the later period (May 1989 through August 1991). For this reason, the political liberalization variable was dropped from specifications dealing with this latter period only. Similarly, no institutionalizing outcomes occurred in the first half of the cycle, so that this variable had to be dropped when analyzing the earlier period only.

起作用。对于民族主义运动组织示威活动的努力而言，它更容易受到其它群体的民族主义运动的动员次数的影响，而较少受这些示威运动的参与水平的影响；而示威运动的大众参与程度则更容易受其它群体在示威运动中的参与水平的影响，而较少受其他群体参与示威运动的次数的影响。这一发现是有意义的，因为它意味着：每一个行动者集（each set of actors）——示威运动的发起者和大众（movements and population）——都会将自己与其它群体中的类似参照集（reference set）进行对比，并监督对方的行为。我对这些变量间的关系做了一个六周延迟分析，目的是从时间上厘清因果关系的方向，并测量这种个案间交互作用过程的增长和衰退。

最后，为考察另一个特殊事件过程的影响，我在两个模型中都引入了一个变量，用以标识包含了某些特殊民族成员的大众暴力事件。民族主义暴力对民族主义动员具有自我重现的影响，因为，针对另一个民族的民族主义暴力行动会释放出大量的情感，而这种情感会引发进一步的动员。通过对这一变量的六周延迟分析，我再一次试图去捕捉因果关系的方向以及民族主义暴力行为对没有使用暴力的动员行动的影响。

Table 3.4. *Negative Binomial Regression of Weekly Count of Protest Demonstrations by Nationality (January 1987–August 1991)*<sup>a</sup>

Independent Variable	Equation 1 Jan. 1987–Aug. 1991		Equation 2 Jan. 1987–April 1989		Equation 3 May 1989–Aug. 1991		
	Coefficient	Incidence Rate Ratio	Coefficient	Incidence Rate Ratio	Coefficient	Incidence Rate Ratio	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 1	0.470 (12.46)****	1.600	0.608 (8.27)****	1.836	0.390 (9.15)****	1.477	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 2	0.132 (3.47)****	1.141	0.096 (1.27)	1.101	0.118 (2.78)***	1.126	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 3	0.089 (2.31)**	1.093	0.036 (0.46)	1.037	0.091 (2.14)**	1.096	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 4	0.855 (2.25)**	1.089	0.073 (0.87)	1.076	0.081 (1.89)*	1.084	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 5	0.064 (1.68)*	1.066	-0.061 (-0.73)	.941	0.064 (1.50)	1.066	
Ln (demonstrations + 0.5), t – 6	0.055 (1.51)	1.057	0.105 (1.36)	1.111	0.037 (0.89)	1.037	
Ln population size (thousands), 1989	-0.040 (-0.70)	.961	-0.031 (-0.28)	.970	0.066 (0.84)	1.068	
Dummy variable for union republican status	0.468 (2.15)**	1.597	1.693 (3.11)****	5.437	0.135 (0.57)	1.144	
Linguistic assimilation, 1989	-0.016 (-2.84)***	.984	-0.004 (-0.31)	.996	-0.022 (-3.52)****	.978	
Level of urbanization, 1970	0.018 (4.00)****	1.018	0.029 (2.77)***	1.030	0.019 (3.37)****	1.019	
Dummy variable for period of electoral campaign	0.205 (2.39)**	1.227	0.226 (1.32)	1.253	0.079 (0.61)	1.081	
Political liberalization (ln week)	0.865 (9.20)****	2.375	1.458 (6.87)****	4.300	-	-	
Dummy variable for period after institutionalizing outcome	-0.403 (-4.70)****	.668	-	-	-0.123 (-1.53)	.884	
Mass violent events involving nationality, t – 1	0.030 (3.57)****	1.031	-0.004 (-0.15)	.996	0.035 (4.08)****	1.036	
Mass violent events involving nationality, t – 2	-0.031 (-2.27)**	.970	0.002 (0.06)	1.002	-0.024 (-1.75)*	.976	
Mass violent events involving nationality, t – 3	-0.007 (-0.52)	.993	-0.044 (-1.16)	.957	-0.001 (-0.10)	.999	
Mass violent events involving nationality, t – 4	-0.025 (-1.54)	.976	-0.028 (-0.59)	.972	-0.017 (-1.04)	.984	
Mass violent events involving nationality, t – 5	0.007 (0.60)	1.008	-0.036 (-0.72)	.965	0.012 (1.01)	1.013	
Mass violent events involving nationality, t – 6	-0.018 (-1.34)	.982	-0.054 (-1.07)	.947	-0.004 (-0.30)	.996	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 1	0.005 (2.53)**	1.005	0.016 (1.77)*	1.016	0.004 (2.10)**	1.004	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 2	-0.007 (-3.17)****	.993	-0.016 (-1.92)*	.984	-0.007 (-3.01)***	.993	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 3	-0.002 (-0.93)	.998	0.004 (0.49)	1.004	0.003 (-1.23)	.997	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 4	0.005 (2.43)**	1.005	-0.017 (-1.94)*	.984	0.006 (2.59)****	1.006	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 5	0.001 (0.01)	1.001	0.009 (0.99)	1.009	-0.001 (-0.10)	.999	
Number of demonstrations by other nationalities, t – 6	-0.002 (-0.74)	.998	-0.003 (-0.41)	.997	-0.001 (-0.62)	.999	
Constant	-5.656006		-9.951624		-1.699547		
t × n	3,555		1,725		1,830		
Log likelihood	-3,177.0062		-899.79094		-2,228.2637		
Wald model chi <sup>2</sup>	1,060.31****		368.95****		437.89****		
*Significant at the .10 level		**Significant at the .05 level		***Significant at the .01 level		****Significant at the .001 level.	

Note: n = 15 nationalities (excluding Russians); t = 243 weeks.  
<sup>a</sup> Z-scores in parentheses.

这些分析的目标并不仅仅是检验动员中的特殊事件过程所具有的独立和系统的影响，而且也是要检视因果关系在整个动员周期中的演化过程。针对这后一项目标，除了在整个过程中估计回归参数外，我还将两个模型中的样本都划分为大致相同的两个时间段（1987年1月-1989年4月；1989年5月-1991年8月），以便探究其中的因果过程随时间而发生变化的模式。有些变化模式只有在整个周期中才能够获得具体化的展现，而在某个单独时段中则无法被观察到，在我们解释这个

二分样本的结果时，一定要将这一点牢记在心。尽管存在这些问题，我们仍然从这一分析中获得了一些新的理解，它展示出特殊的因果影响如何集中于周期中的一些特殊阶段。我的假设是：随着周期的不断发展，特殊事件过程的影响效果（影响的稳定性、强度和有效持续时间）将明显增强，而制度约束的影响将降低。同时，我预期：在动员周期的早期阶段起义的群体，行为方式将更多地依靠既存的结构条件，而较少受其它群体所发起的动员的示范作用的影响；而对后起义者而言，虽然可能在结构条件方面处于劣势，但他们却可以从早期起义者已经掀起的浪潮中借力，从而补偿其结构条件上的不足。

Table 3.5. *Regression of Weekly Count of Participants in Protest Demonstrations by Nationality (January 1987–August 1991)<sup>a</sup>*

Independent Variable	Equation 1	Equation 2	Equation 3
	Jan. 1987–Aug. 1991	Jan. 1987–April 1989	May 1989–Aug. 1991
Participants in demonstrations, t – 1	.2803647 (6.18)****	.3401934 (4.21)****	.1407305 (2.67)***
Participants in demonstrations, t – 2	.0672512 (1.43)	.0575795 (0.62)	.0801598 (1.50)
Participants in demonstrations, t – 3	.0595728 (1.27)	.0547258 (0.59)	.1044427 (1.96)*
Participants in demonstrations, t – 4	.0079036 (0.17)	–.012046 (–0.13)	.045283 (0.86)
Participants in demonstrations, t – 5	.0645919 (1.37)	.0444443 (0.47)	.102464 (1.97)**
Participants in demonstrations, t – 6	.0305788 (0.67)	.0726428 (0.79)	–.0232009 (–0.45)
Ln population size (thousands), 1989	2,979.2 (3.02)***	1,815.4 (1.87)*	4,161.4 (2.61)***
Thousands of participants in demonstrations, 1965–86 (squared)	8.4 (2.74)***	11.5 (2.17)**	4.3 (1.87)*
Linguistic assimilation, 1989	–435.5 (–3.86)****	–433.9 (–2.43)**	–378.3 (–2.78)***
Level of urbanization, 1970	–14.8 (–0.18)	–13.5 (–0.17)	–10.9 (–0.09)
Dummy variable for peoples of traditionally Islamic cultures	–12,110.2 (–3.99)****	–4,774.7 (–2.08)**	–20,288.0 (–4.39)****
Dummy variable for period of electoral campaign	8,340.7 (1.15)	5,048.1 (0.47)	2,015.9 (0.19)
Political liberalization (time dependence)	75.6 (2.58)***	280.8 (2.15)**	–
Dummy variable for period after institutionalizing outcome	–19,092.2 (–2.37)**	–	–18,049.4 (–2.82)**
Dummy variable for period of heightened Armenian/Azerbaijani conflict	37,694.8 (2.12)**	33,635.3 (1.63)	46,477.2 (1.98)**
<b>Mass violent events involving nationality, t – 1</b>	<b>3,017.1 (1.02)</b>	<b>–2,778.3 (–0.23)</b>	<b>4,837.0 (1.99)**</b>
<b>Mass violent events involving nationality, t – 2</b>	<b>–5,026.9 (–1.60)</b>	<b>–12,580.9 (–0.96)</b>	<b>–2,327.7 (–0.94)</b>
<b>Mass violent events involving nationality, t – 3</b>	<b>745.7 (0.24)</b>	<b>5,755.2 (0.43)</b>	<b>16.7 (0.01)</b>
<b>Mass violent events involving nationality, t – 4</b>	<b>–5,129.7 (–1.64)</b>	<b>–12,900.1 (–0.96)</b>	<b>–4,209.6 (–1.69)*</b>
<b>Mass violent events involving nationality, t – 5</b>	<b>901.0 (0.29)</b>	<b>206.4 (0.02)</b>	<b>297.4 (0.12)</b>
<b>Mass violent events involving nationality, t – 6</b>	<b>–1,474.5 (–0.49)</b>	<b>–11,569.1 (–1.09)</b>	<b>1,021.7 (0.42)</b>
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 1	758.4 (2.42)**	344.6 (1.08)	955.9 (2.05)**
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 2	–109.0 (–0.32)	–94.9 (–0.31)	–51.5 (–0.11)
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 3	–544.6 (–1.58)	–614.1 (–2.04)**	–593.1 (–1.22)
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 4	–270.1 (–0.79)	–66.5 (0.22)	–869.3 (–1.77)*
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 5	–192.5 (–0.57)	–235.6 (–0.79)	–430.6 (–0.89)
Participation by other nationalities (hundreds of thousand), t – 6	452.0 (1.45)	116.5 (0.38)	712.9 (1.53)
Constant	–19,898.9	–25,991.2	–10406.8
t × n	3,555	1,725	1,830
Log likelihood	–60,250.06	–53,759.94	–27,773
Wald model chi <sup>2</sup>	295.29****	113.02****	237.00****
*Significant at the .10 level	**Significant at the .05 level	***Significant at the .01 level	****Significant at the .001 level.

Note: n = 15 nationalities (excluding Russians); t = 243 weeks.

<sup>a</sup> Coefficients represent OLS regression parameters, with panel-corrected standard errors.

表 3.4 和 3.5 展现的结果更好地证实了这些假设。在表 3.4 中的方程 1 中，在前面的横向分析中所发现的既存结构的影响模式，在被置入动态的时间模型后依然成立。在示威模型中，加盟共和国地位，语言同化程度和城市化水平都与每周的示威频率具有统计显著的相关关系；但是，人口规模与周频率不具有这样的关系，这—是因为该变量与族群联邦体系的关联过于紧密，二是因为人口规模较小的群体被排除出了样本。但是，影响效果的规模依然展示出了一个显著的因果关系：即使控制了其它因素的影响，既存结构条件的作用依然是很强的。因此，在示威模型中，在控制了人口规模、同化程度和城市化水平的影响后，具有加盟共和国地位的群体的示威运动的

周发生频率比不具有该地位的群体高 60%。一个群体的语言同化程度每提高一个百分点上，其示威活动的周发生频率下降 1.6%；一个群体的城市化水平每提高一个百分点，其示威活动的周发生频率增长 1.8%。从这个角度看，在 1989 年，白俄罗斯有 28.5% 的人将除白俄罗斯语以外的另一种语言（主要是俄语）视为他们的母语，同时，大约 43.7% 的白俄罗斯人属城市人口；因此，由于其较高的语言同化程度，他们的示威活动的周发生频率将下降 51%；但这一下降趋势将部分地被抵消，因为其较高的城市化水平将使其示威活动的发生频率增长 44.5%。

但是，当审视既存的结构条件所产生的影响如何随时间而发生演变时（表 3.4 中的方程 2 和 3），我们会发现，结构的便利性效果会逐渐减弱。在周期的第二阶段，族群联邦等级体系和城市化水平在提高示威频率方面的作用效果都发生了显著的弱化（联邦制度的影响基本消失了，而城市化程度的影响也减半了），而语言同化程度的反向影响作用则增强了。这些因果模式的变化部分地反映了这样一个事实：随着时间的推移，动员运动逐渐向既存结构条件较为不利的群体扩散（例如，在周期的早期阶段，这些群体较少可能享受到城市化水平高、有加盟共和国地位这样的便利条件，而较高的语言同化水平又给他们带来更多不利）。但是，即使在那些拥有非常有利的结构条件的群体中，这种结构的影响效果也会逐渐减弱。

同样，在参与模型中，在前面的横向分析中所发现的既存结构条件的影响模式在我们的小样本分析（表 3.5 的方程 1）中依然得到了证实。人口规模、语言同化程度、早期的动员行动及穆斯林文化背景与每周参与频率间存在显著的统计相关。但城市化水平的作用不显著，这主要是因为该变量与先前的动员行动之间存在紧密关系（当先前的动员模式这一变量被剔除出详析分析后，城市化水平的影响作用在 0.01 的水平上统计显著）。在这一小样本分析所包含的群体中（人口规模从车臣的 953,000 到乌克兰的 44,000,000），如果其它变量保持不变，那么，仅依据人口规模变量，周参与频率的期望在 20,000-31,000 之间。随着时间推移，根据人口规模所预期的示威参与人数增加了一倍多——这与前面在示威模型中的发现正好相反，在那里，人口规模与参与人数之间没有关系，而族群联邦体系的影响则随时间而减弱。随着时间的推移，竞争过程（emulative processes）使抗争活动蔓延到那些在族群联邦体系中处于较低地位的群体中，但这些努力所引起的反响大小则在相当大的程度上依然是由与群体规模相关的名义和权力维度所决定的。与在示威模型中一样，语言同化程度对参与示威活动的人数具有明显的反向作用。例如，由于白俄罗斯人的同化程度很高，因此，在他们的民族主义动员中，与完全没有同化的情况相比，每周的参与人数将减少 12,000 人。在这种纵向分析中，穆斯林文化背景对民族主义动员的大众参与程度的消极影响表现得更为明显。在其它条件相同的情况下，与其他群体相比，穆斯林群体在示威中的每周参与人数要减少约 12,000 人。在这里，我们再一次看到结构条件的影响模式随时间而发生改变：在动员周期的第二阶段，人口规模和穆斯林文化背景的作用效果逐渐增长，而先前的动员模式和语言同化程度对大众参与性的影响力则在下降。总之，结构的影响不是不变的。无论是就其稳定性，还是作用强度言，这一影响都是随着时间推移而不断变化的：总体上，各种结构便利性条件对民族主义动员努力的影响逐渐衰弱，而对目标群体的参与程度的影响尽管保持稳定，但内部不同维度的影响则发生变化。

下面将关注点转向制度约束的作用。我们发现，在这两个模型中，制度约束的影响十分不同。在周期的第一阶段，政治自由化程度（以时间依赖性作为测量指标）对示威的周发生频率的影响是十分巨大的（增长了 330%）。然而，这一变量对参与人数的影响虽然统计上显著，但这一影响效果实质上非常小（每周的参与人数只增加 281 人）。这些结论表明：政治自由度对动员所产生的最大影响是通过影响民族主义精英组织挑战行动的意愿和能力，而不是通过影响大众对参与到这种行动中的意愿而实现的。相反，在周期的第二阶段，制度化结果对示威运动的大众参与性产生了更多的消极作用（每周参与示威活动的人数减少 18,000 人），这一影响效果要高于其对民族

主义精英所发起的动员努力的影响（尽管从自 1987 年 1 月到 1991 年 8 月的整个动员周期的背景来看，制度化结果导致示威运动的期望数量下降了 33%）。这些结果从统计上验证了先前在图 3.1 和 3.2 中所鉴别出的影响模式。在这些图中，在周期的第二阶段，尽管大众参与显著减少，但示威活动的数量则大体上持续增长。这个结果同样表明：竞选活动时期，民族主义示威的数量增长了 23%，但参与到这些示威运动中的大众人数则没有显著变化。竞选活动激励了民族主义精英发动挑战，但并不必然导致目标群体参与示威的热情高涨。并且，竞选活动对示威运动的影响，在动员周期的第一阶段比第二阶段大。

当我们转向特殊事件过程对民族主义动员的影响时，一些重要的发现呈现出来。示威模型和参与模型之间的最大差异在于，一个民族的先前的动员运动对该民族后来的动员行动所产生的自我重现影响（recursive effect）。在动员模型中，这种影响的作用远大于其在参与模型中的作用。因此，参与模型基本上是个一期滞后的自动回归过程（one-lag autoregressive process），每 100,000 名参与者会在随后的一周中产生额外的 28,000 名参与者。但超过这一时限，就再没有大规模的自我再生产效应了。相反，在示威模型中，因变量滞后变量（lags of dependent variable）的统计显著性表明：示威活动与随后的动员努力之间的关系一直持续到五周之后。在分析所涵盖的六周长的时段内，这一影响是逐渐衰退的，这表明有一个系统的过程在起作用。在控制了其它变量的影响后，每次示威运动都会使此后第一周的示威活动的期望发生率提高 60%，第二周的提高 14%，第三周的提高 9%，以此类推。简言之，民族主义精英所发起的动员努力的频次更多地依赖于在先前的动员努力所产生的惯性中借势；而相反，大众参与性则较少受此影响，这是一个更加不稳定的过程。

这些结果提供的证据显示，民族主义是一个自我重现和竞争升级的过程。在这一过程中，先前的行动和成功范例在很大程度上决定了随后发生的动员努力的频次。但是，对两个模型来说，还需要关注另一个重要的问题，即在动员周期的第一阶段，自我重现效应只是一个相对有限的现象（在两个模型中，它都只是个一期滞后的自动回归过程），而直到第二阶段，其影响力才逐渐深化。甚至在参与模型中，也有一些证据表明：在周期的第二阶段，参与率的持续影响会超过一周的时限，尽管这一影响的强度与示威模型相比要弱很多，也缺少系统性。从这个被拉长（elongated）的自动回归过程中，我们可以看到“稠化的历史（thickened history）”所留下的统计痕迹（statistical traces）。在这一历史形态中，行动的节奏突然加快，而目标群体成员的行动开始成为型塑该群体后面行动的因果结构的重要因素。

这两个模型也为暴力行为对民族主义示威运动所具有的自我重现效应提供了证据。在两个模型中，在周期的第一阶段，该效应基本不存在；但在第二阶段，它则变成一个重要的因素，此时，民族主义暴力的范围扩大了。因此，每一次大众暴力事件都会使卷入这一事件的民族在随后一周中发生示威活动的可能性增加 3.1%——对于一些正处于暴力事件高发期的族群，其在随后一周中发生示威活动的可能性增加了 129%。暴力事件的两周延迟变量显示出的反向的影响效果，这仅仅是由于该变量与因变量的一周延迟变量密切相关；而当后者被从方程中剔除出去后，这种反向影响就消失了。在参与性方面，暴力事件的影响同样是明显和一致的，每次暴力事件都会使随后一周参与示威活动的人数增加 956 名。对一些正处于紧张的暴力冲突时刻的群体，这意味着：在发生了族群间暴力冲突事件后的一周中，该群体中将有额外的 31,000 名参与者加入示威活动。

最后，个案间的交互作用的影响在两个模型中也都具有统计显著性，只是在示威模型中更加突出。因此，在控制了其它因素的影响后，在 1987-1991 年的整个周期中，一个民族发动的每次示威运动都使在随后一周中其它民族示威活动的周发生频率提高 0.5%。在样本中，既然其它民族的平均周示威次数是 20（最低为 0，最高为 92），那么，对于一些处于特殊时期的群体，延迟一周的个案交互影响会导致这些群体的周示威发生频率增长达 46%；而这一增长率的平均水平是

10%。并且，有证据表明：在四周后，还存在另外一次回应效果。进一步的分析再次表明，延迟两周的个案间交互影响所呈现的负向结果是由于它与因变量的延迟值（lagged values of dependent variable）之间具有相关性。正如前面所假设的那样，回归分析表明：个案间交互影响的效果在动员周期的第二阶段更具有一致性。这一点可由表 3.4 中的方程 2 和 3 所提供的统计显著模型证明（在动员周期的第一阶段，个案间的交互影响只是刚刚到达显著性水平），也可由如下事实所佐证：与周期第二阶段的情形相反，在动员周期的第一阶段，并不存在个案间交互影响的回应效应（echo effect）（事实上，在第四周中，这一影响是负向的）。因此，随着时间的推移，个案间的交互影响对示威频次的作用效果是一致且稳定增强的<sup>1</sup>。同样，表 3.5 表明：在动员周期的第二阶段，个案间的交互影响对民族主义示威运动的参与程度的影响也是不断增强且日益稳定的。在周期的第一阶段，个例间的交互影响对参与程度并没有一致的作用效果；然而，在第二阶段中，则存在延迟一周的作用效果（a one-week-after effect）。对于一些处在特殊时刻的民族，第二阶段中的这种影响作用能够使其参加示威活动的周人数增加额外的 36,000 名；而这一影响作用的平均水平则是 1,300 名的额外参与者。因此，在大多数情况下，个案间的交互影响对大众参与性的影响是很小的；但在一些特殊时刻，当其它群体的动员活动日益高涨时，该因素的作用效果则可能突然爆发，从而使其成为一个吸引参与者加入民族主义示威活动的重要因素。

Table 3.6. Summary of Shifts in Causal Patterns over Time

Causal Patterns for Number of Demonstrations per Week			
Type of influence/timing	Early portion of cycle	Latter portion of cycle	Overall direction of change
Pre-existing structural conditions	Federal status (strong) Urbanization (strong)	Linguistic assimilation (strong) Urbanization (moderate)	Less conducive to mobilization
Institutional constraints	Liberalization (strong) Electoral campaigns (weak)	Institutionalization (weak)	Weakened effect
Event-specific processes	Recursion (weak) Cross-case influence (moderate) Nationalist violence (weak)	Recursion (strong) Cross-case influence (strong) Nationalist violence (strong)	Strengthened influence
Causal Patterns for Participation per Week in Demonstrations			
Pre-existing structural conditions	Population size (weak) Prior participation (strong) Linguistic assimilation (strong) Islamic cultural heritage (weak)	Population size (strong) Prior participation (weak) Linguistic assimilation (moderate) Islamic cultural heritage (strong)	Stability of causal factors with shifting strengths and mixed overall effects
Institutional constraints	Liberalization (strong)	Institutionalization (strong)	Shift in causal factors with stable overall strength
Event-specific processes	Recursion (weak)	Recursion (moderate) Cross-case influence (moderate) Armenian/Azerbaijani conflict (strong) Nationalist violence (strong)	Strengthened influence

表 3.6 总结了两个模型中的因果模式随时间而变化的方式。如其所示，随着周期的发展，特殊事件过程对动员活动的影响不断增长；而既存结构条件和制度约束对动员活动的影响则或者减弱了（在民族主义者的行为方面），或者或多或少地保持稳定（在目标人群的行为方面）。在这里，我们有证据表明，一种特殊的逻辑在起作用。当动员活动的制度约束逐渐失去影响力，那些针对结构条件较为不利的群体的动员运动就开始发力。这些动员运动远比它们的前辈更善于依赖和利

<sup>1</sup> Though the incidence rate ratio for the one-week effect in Equation 2 is four times greater than that of Equation 3 (1.016 versus 1.004), in actual fact, due to the contrasting levels of mobilization characteristic of each period, the mean one-week effect in both periods was approximately the same (for the first part of the cycle, a 12.8 % increase in the incidence rate). But in the second half of the cycle the additional echo effect of cross-case influences provided an even stronger influence four weeks later.

用其他人的成功行动来实现自己的目标。随着动员周期逐渐展开，自我重现性（recursive）、竞争性（emulative）及其它以事件为基础的过程在制造民族主义的过程中占据了愈加突出的位置，于是，事件在因果结构中承担起越来越重要的角色。

### 总结与结论

这一章检验了既存的结构条件、制度约束和特殊事件过程这几项因素如何系统地影响了“公开化”政策时期的民族主义动员行动。如我们所见，在制度约束松弛时，民族主义行动在其自我再生产的过程中承担了更多的原因角色。民族主义行动的这种原因角色不仅体现在本章和前一章在探讨竞争性对民族主义动员的影响时所提供的多重证据上，更重要地，它体现在民族主义行动所具有的自我重现性（recursive）这一重要维度上。进一步讲，在整个动员周期内，总的来说，特殊事件的影响范围是逐渐增长的，无论是在精英层面还是大众层面，它在型构民族主义的行动中都扮演着越来越重要的角色。

同时，我们看到，“安静”期的民族主义政治以多样且微妙的方式型塑了“嘈杂”期的民族主义论争，因为不同群体所发动的民族主义运动的频率和强度，都是受到动员周期开始前就已存在的结构条件的影响的。这些结构条件包括：城市化水平和同化程度、人口规模、在族群联邦体系中的地位，以及历史和文化背景。这些都是动员行动的既定条件，它们决定了民族主义动员的空间结构。同样有证据显示，变化的制度约束在时间维度上型塑着民族主义运动的结构，它使动员周期内显示动员与反动员特征的抛物线不断上升。最后，与所有的社会现象一样，民族主义并不是孤立地存在于时间或空间中的，而是存在于两者的交汇和互动中。在本章中，通过生存分析（survival analysis）和纵向的历时性模型（longitudinal modal），我们得以在时空互动的环境中审视民族主义，从而对其获得了更多现实和动态的理解。我们看到，早期的民族主义运动更多地利用了便利性的结构条件，但随着时间的推移，这类运动逐渐让位于那些由较为不利的结构条件所塑造的动员行动。在这种意义下，相对于早期起义者，后起义者发起的动员运动更多地利用了先辈的成功范例，而不是依赖他们本身所具有的资源和社会条件。通过在民族主义动员的浪潮中借力，既存结构条件上的不利地位可以在一定程度上获得弥补，这正是赫尔岑所称的历史中的“时间序列上的不公平”。随着民族主义浪潮的演变，事件在因果关系中所扮演的角色越来越重要，后起义者尽管拥有的资源较少，但面临的制度约束也更少，他们更多从先辈的成功努力中获得了收益。在第四章和第五章中，我将在这些发现及其潜在逻辑的基础上，对身分认同的动员过程进行更深入的分析。

---

中国社会学会 民族社会学专业委员会  
中国社会与发展研究中心  
北京大学 社会学人类学研究所

本期责任编辑： 马戎、王娟  
邮编： 100871  
电子邮件： [marong@pku.edu.cn](mailto:marong@pku.edu.cn)