

## 【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。

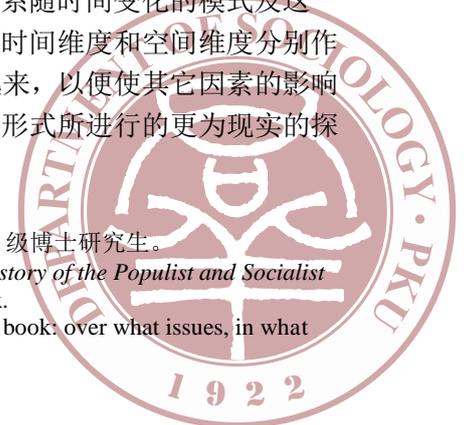
在前一章，我们发现初步证据显示，在“公开化”政策阶段 (the glasnost' period)，在关于民族主义 (nationalism) 的问题上，有三个层次的因果关系在发挥作用：既存的结构条件 (pre-existing-structural conditions)、制度约束 (institutional constraints) 和事件 (events)。在民族主义如何支配了整个动员周期 (the mobilizational cycle) 并获得其空间结构这一问题上，第一个层次的因果关系最为显而易见，因为相对于其他动员主题，民族主义动员能够将人口中最多的群体和部门囊括进来。在民族主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四个根本维度上的反映：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。

<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.



### 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。

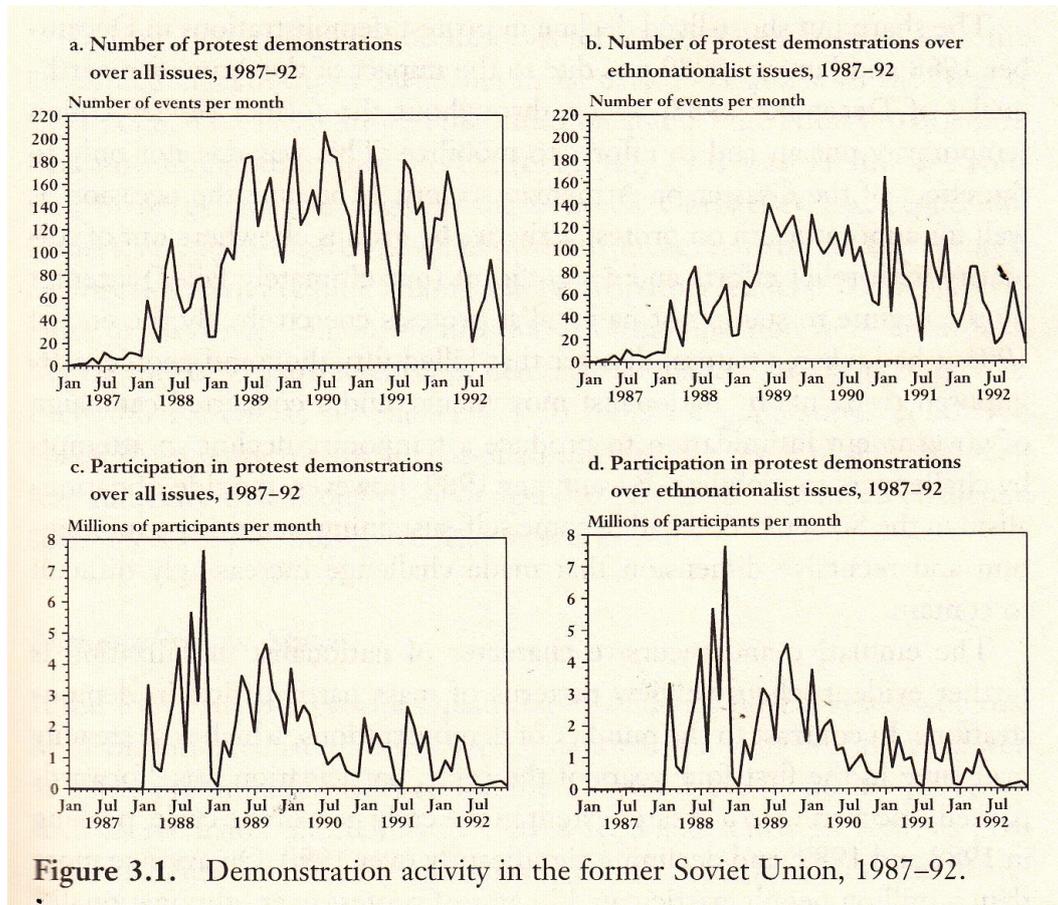


Figure 3.1. Demonstration activity in the former Soviet Union, 1987-92.

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为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继续，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 Hames 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 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

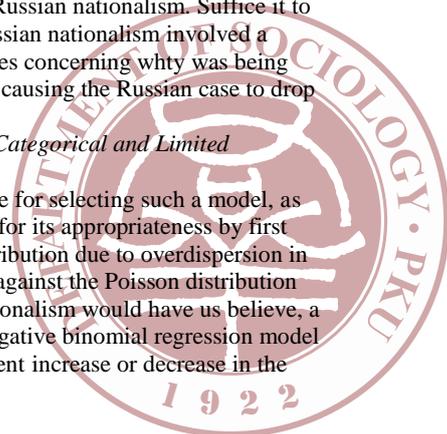


Table 3.1. *Negative Binomial Regression of Total Number of Protest Demonstrations Concerning Ethnonationalist Issues by Nationality (January 1987–August 1991)<sup>a</sup>*

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）

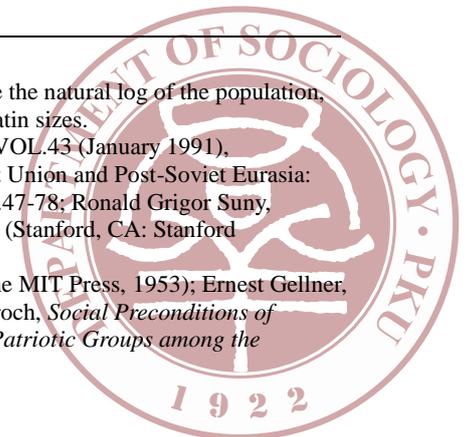
我对一系列自变量的影响效果进行了检验。基于理论和情境的原因，我预期这些自变量可能对民族主义活动的模式具有系统性影响。它们包括一个民族的人口规模（关于抗议活动的跨民族研究显示，人口规模与抗议活动的发生频率相关）<sup>1</sup>、该民族在苏维埃族群联邦等级体系（the Soviet ethnofederal hierarchy）中的地位（在建构主义文献中，这个因素被视为建构了前苏联的族群抗议活动）<sup>2</sup>、它的语言同化程度（这一变量能够捕捉到身份认同过程的关键方面）、它的城市化程度（这一变量对应于民族主义发展理论的观点）<sup>3</sup>，它在“公开化”政策开始以前的动员记录（这是

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).

<sup>3</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).



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>1</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 <sup>a</sup>	Equation 2 <sup>a</sup>	Equation 3 <sup>a</sup>	Equation 4 <sup>b</sup>	Equation 5 <sup>b</sup>	Equation 6 <sup>b</sup>
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)
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

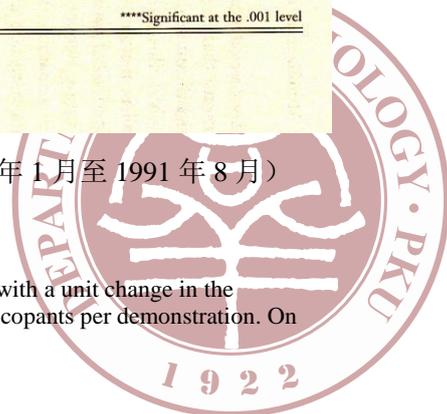
Note: t-statistics in parentheses.

<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)

<sup>1</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.



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。

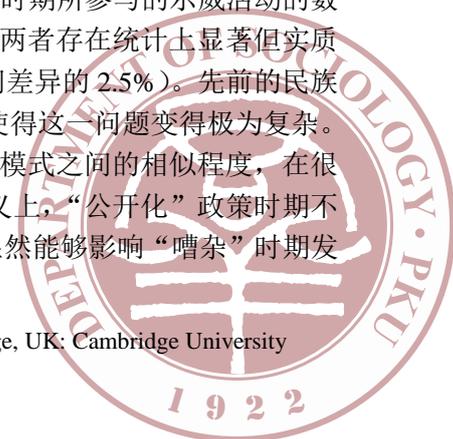
通过对上述不同回归方程的比较，我们得以了解广泛的社会力量如何系统地型塑了民族主义动员的空间呈现模式。在所有的详析分析（specification）中，总的来说，族群的语言同化程度与较少的事件具有系统相关性，而城市化水平却总是与较多的事件相关联。因此，表 3.1 中的方程 1 显示，一个民族的城市化水平每增加一个百分点，事件数量的期望值增加 6.8%（在 0.01 的水平上统计显著）。与此同时，民族语言同化程度每增长 1%（该变量定义为：将其他民族语言作为母语的人数所占的比例），发生民族主义示威活动的预期数量将降低 7%（在 0.01 的水平上统计显著）。

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

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



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。

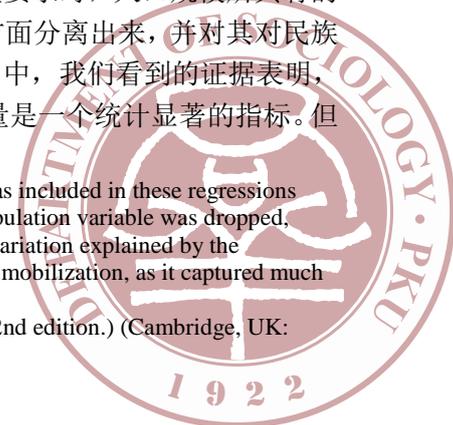
关于人口规模和族群联邦体系在影响民族主义动员的频率中具有何种作用，表 3.1 中提供了一些更为有趣的发现。一些跨民族的研究已经发现，仅仅基于人口学的原因，我们就可以由预计：人口规模越大的族群经历示威运动的风险也越高，因而它们表现出的抗争程度也就越高。第一个方程的结果显示了“公开化”政策时期各民族的民族主义示威活动的频率与该民族的人口规模之间的关系。但是，群体规模对民族主义精英的行为所具有的影响远比仅仅基于群体人数而计算的行动可能性复杂。首先，一个群体在其主要居住地的联邦单元中所占的人口比例与他们的规模相关（ $r = .42$ ），且与本研究所使用的人口规模的自然对数这一变量的相关性更高（ $r = .67$ ），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

<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.



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。

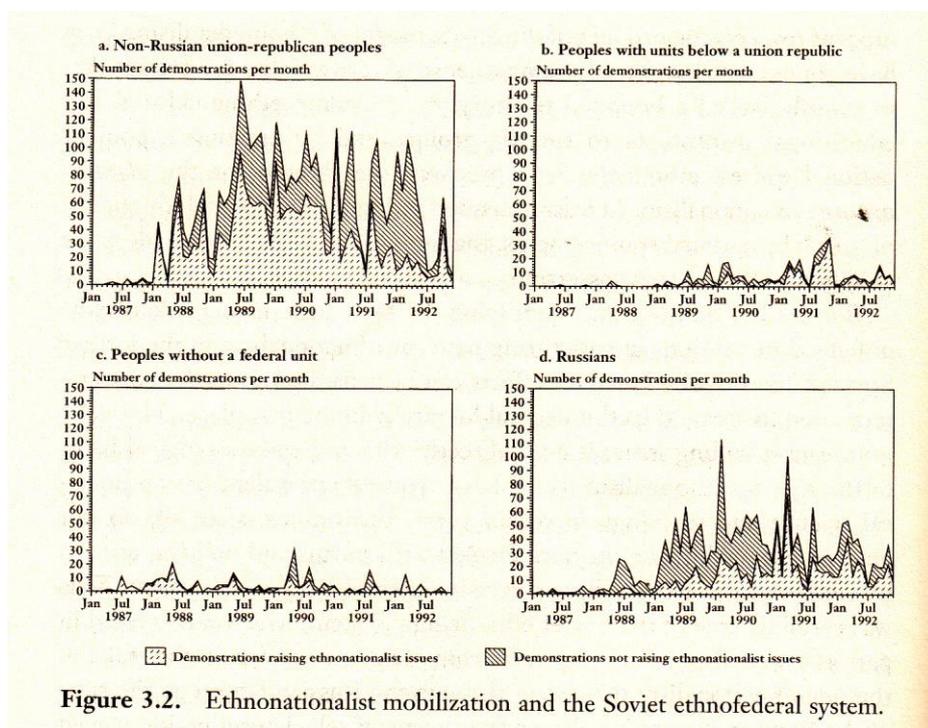


Figure 3.2. Ethnonationalist mobilization and the Soviet ethnofederal system.

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

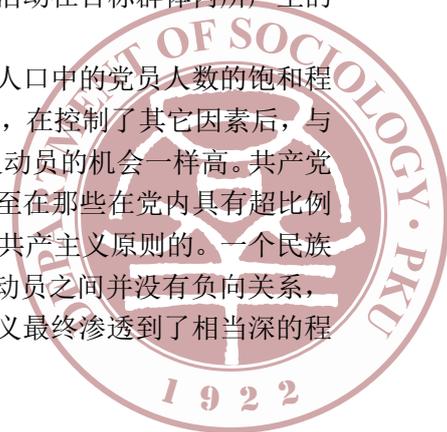
时也是一种制度性的约束。我们不能简单地说，族群联邦体系为各族群提供了语言和文化资源，这些资源最终导致民族主义精英整合起来，并在时机出现时展开行动。就像证据所表明的那样，这一情形确实发生了；但同样不容忽视的事实是，制度也约束和制约了一些挑战者的想象空间，只有当主权规范（norms of sovereignty）于1990年和1991年在其他群体的动员运动影响下失去约束力后，在低于加盟共和国的族群联邦单元中，动员活动才最终蔓延开来。族群联邦主义对动员活动的型构作用体现在两个方面，它既为一些群体提供了用以挑战国家的文化和政治资源，又限制了其他群体对适宜和可行的行动类型的想象。

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。

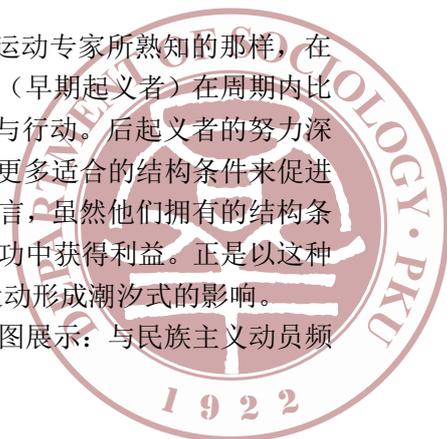
## 时间和空间上的民族主义（I）----民族主义争论的时间蔓延

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。

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

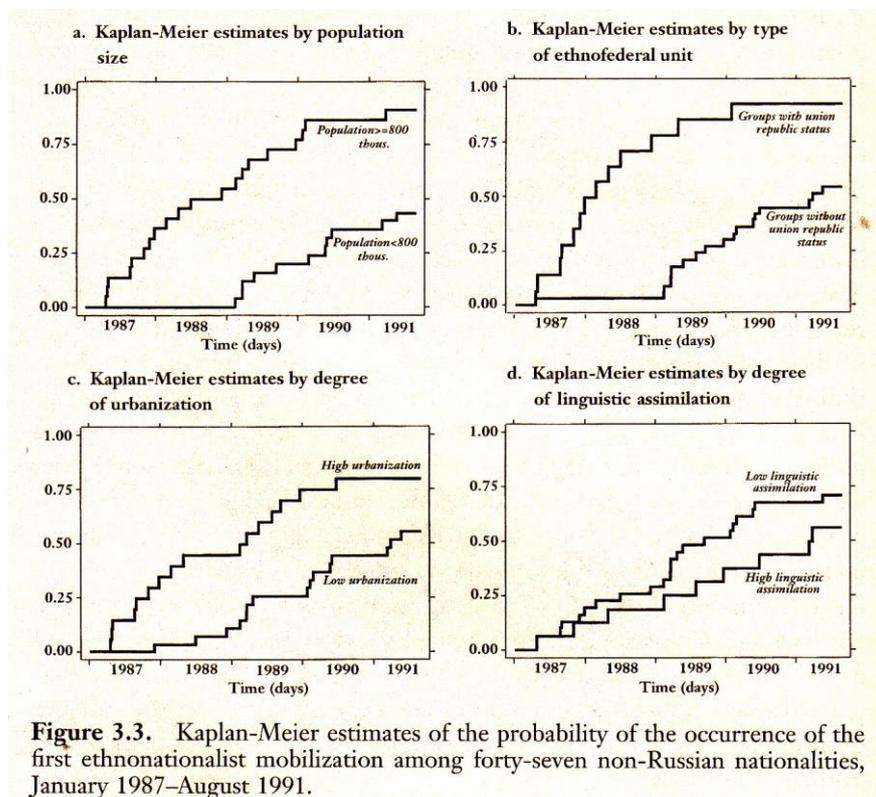
\*\*\*\*Significant at the .001 level

<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

<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.

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

<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.

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统计显著的因素。

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

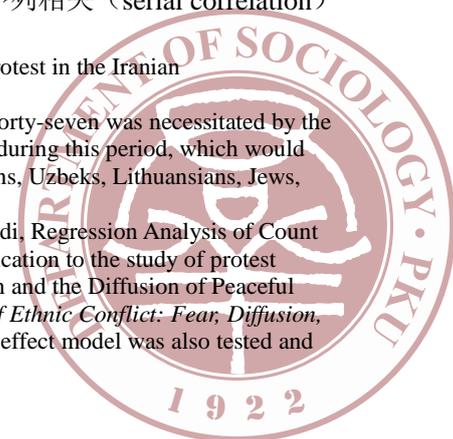
在最后一部分，我将把上面的研究发现整合起来，并对民族主义动员进行一项横向的（cross-sectional）时间序列（纵向的）分析。我将表明，即使控制了既存的结构条件和制度约束对动员行动的影响，特殊事件过程（自我重现、竞争，及其他以事件为基础的影响）仍然能够解释在不同时间点和群体间的动员行动的差异中的相当大的一个部分。我还将表明，因果影响的三个层次之间的关系是随着时间而不断演化的，相对于制度约束和既存的结构条件，具体事件过程在因果关系中的重要性越来越大。

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 binomial 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）

<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.



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>1</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 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>2</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。

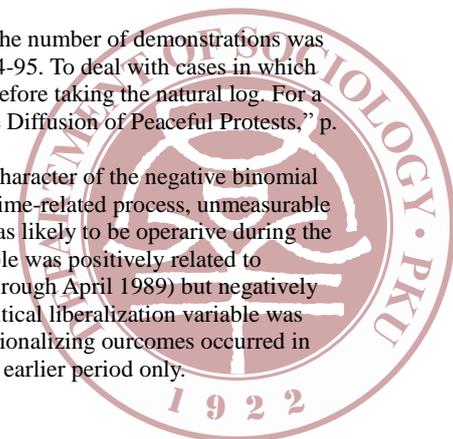
对每个模型, 所有在先前的分析中被证明具有统计显著性的变量都被包含进了详析分析 (specification) 中, 包括: 人口规模、加盟共和国的联邦地位 (在示威模型中)、语言同化程度、城市化水平、早期动员记录 (在参与模型中) 和穆斯林文化背景。因为样本只包括从最初的包含 47 个群体的较大样本中筛选出的 15 个群体, 因此我们不能期望所有这些进行横向分析的变量都能呈现出统计上的显著关系。把它们包含在这些详析分析中, 可以控制它们在纵向分析中对不同群体所产生的影响。此外, 还有三个变量被加入模型, 目的是控制变动的制度约束对动员过程的影响: (1) 一个虚拟变量, 用以捕捉在 1988 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>3</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出这些个案的方式, 而是将它们包含进

<sup>1</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 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>2</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>3</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.



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.

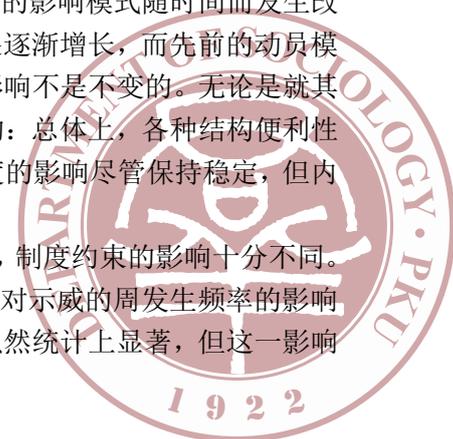
表 3.4 和 3.5 展现的结果更好地证实了这些假设。在表 3.4 中的方程 1 中，在前面的横向分析中所发现的既存结构的影响模式，在被置入动态的时间模型后依然成立。在示威模型中，加盟共和国地位，语言同化程度和城市化水平都与每周的示威频率具有统计显著的相关关系；但是，

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



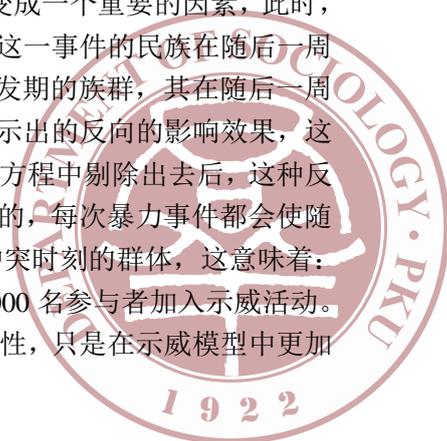
效果实质上非常小（每周的参与人数只增加 281 人）。这些结论表明：政治自由度对动员所产生的最大影响是通过影响民族主义精英组织挑战行动的意愿和能力，而不是通过影响大众对参与到这种行动中的意愿而实现的。相反，在周期的第二阶段，制度化结果对示威运动的大众参与性产生了更多的消极作用（每周参与示威活动的人数减少 18,000 人），这一影响效果要高于其对民族主义精英所发起的动员努力的影响（尽管从自 1987 年 1 月到 1991 年 8 月的整个动员周期的背景来看，制度化结果导致示威运动的期望数量下降了 33%）。这些结果从统计上验证了先前在图 3.1 和 3.2 中所鉴别出的影响模式。在这些图中，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



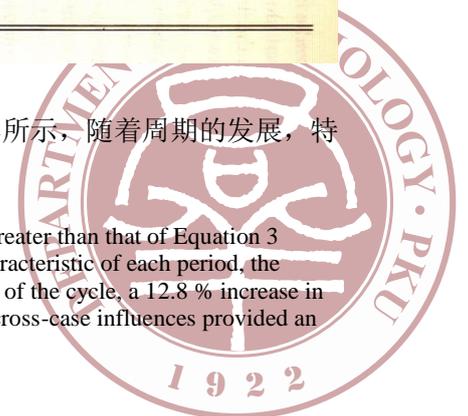
突出。因此，在控制了其它因素的影响后，在 1987-1991 年的整个周期中，一个民族发动的每次示威运动都使在随后一周中其它民族示威活动的周发生频率提高 0.5%。在样本中，既然其它民族的平均周示威次数是 20（最低为 0，最高为 92），那么，对于一些处于特殊时期的群体，延迟一周的个案交互影响会导致这些群体的周示威发生频率增长达 46%；而这一增长率的平均水平是 10%。并且，有证据表明：在四周后，还存在另外一次回应效果。进一步的分析再次表明，延迟两周的个案间交互影响所呈现的负向结果是由于它与因变量的延迟值（lagged values of dependent variable）之间具有相关性。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

<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.



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深入的分析。

中国社会学学会 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)

