

РОССИЙСКАЯ АКАДЕМИЯ НАУК  
СИБИРСКОЕ ОТДЕЛЕНИЕ  
ОБЪЕДИНЕННЫЙ ИНСТИТУТ  
ГЕОЛОГИИ, ГЕОФИЗИКИ И МИНЕРАЛОГИИ

*Препринт №3*

**С.Ю. Хомутов**

***О ВОЗМОЖНОЙ ВЗАИМОСВЯЗИ  
ПАРАМЕТРОВ ОЧАГОВ  
ЗЕМЛЕТРЯСЕНИЙ  
С НЕРЕГУЛЯРНЫМИ  
ИЗМЕНЕНИЯМИ  
СКОРОСТИ ВРАЩЕНИЯ ЗЕМЛИ***

НОВОСИБИРСК 1993

Хомутов С.Ю. О возможной взаимосвязи параметров очагов землетрясений с нерегулярными изменениями скорости вращения Земли - Новосибирск, 1993. - 22 с. (Препр. / Объединенный институт геологии, геофизики и минералогии СО РАН; N 3 ).

Рассмотрена возможность использования данных каталога глобальной сейсмичности Гарвардского университета (США) для получения пространственной ориентации вектора относительных смещений блоков при землетрясениях. Получены численные значения ожидаемых случайных и систематических погрешностей, используемых в дальнейшем для оценки статистической значимости результатов. Сравнение временных вариаций скорости вращения Земли и ориентации вектора смещений в 1977-1989 гг. показало, что сейсмичность не является причиной изменений продолжительности суток. Вследствие неопределенности в оценке вектора полученные корреляции статистически малозначимы. Однако с достаточно высокой степенью достоверности в обоих процессах выделены аномалии в период 1982-1983 гг., который известен событием Эль-Ниньо.

Для сейсмологов и геофизиков, занимающихся вопросами геодинамики.

Ключевые слова: сейсмичность - вращение Земли - механизм очага землетрясения.

Проблема взаимосвязи сейсмичности Земли с ее скоростью вращения представляет несомненный интерес для исследования глобальных геофизических процессов. Обзор публикаций, посвященных этой проблеме, представлен в [4]; здесь отметим только те [7,8,11,14,16], в которых делаются расчеты непосредственных изменений тензора момента инерции Земли  $\Delta C_{ij}$ , вызываемых перераспределением плотности пород при землетрясениях. Так, например, Chao V. Fong и R.S.Gross [8,11] для модели сферической симметричной невращающейся упругой и изотропной Земли (модель 1066В Гилберта-Дзивонского) рассчитывают возникающее при землетрясениях статическое поле смещений, а затем оценивают возмущения коэффициентов Стокса в разложении гравитационного потенциала и получают  $\Delta C_{ij}$ . Соответствующие изменения продолжительности суток и положения полюса по данным о сейсмичности за 1977-1985 гг. (2146 событий), вызываемых как единичными событиями, так и их кумулятивным эффектом, оказались на два порядка меньше, чем наблюдаемые [8]. Эти изменения для землетрясения в районе гряды Маккуари 23 мая 1989 г. (магнитуда  $M_s = 8.2$ ) авторами работы [11] оцениваются в  $-0.0006$  мс и  $0.00011$  угл.с, соответственно. Расчеты, выполненные R.J.O'Connell и A.M.Dziewonski [14] для сильнейших землетрясений этого столетия (магнитуды больше 7.8), показали, что ожидаемые вариации продолжительности суток не превышают  $0.01-0.02$  мс, что лежит на уровне точности определения параметров вращения Земли. Начиная с 1983 г. в Гарвардском университете группой под руководством A.M.Dziewonski публикуется глобальный каталог сейсмичности, содержащий параметры

очага (компоненты тензора сейсмического момента  $M_{ij}$  и ориентация вектора подвижки), полученные из анализа первых вступлений по данным мировой сейсмической сети.

В настоящей работе исследуется возможное влияние землетрясений на вращение Земли через посредство простого механизма: землетрясение  $\rightarrow$  смещения масс  $\rightarrow$  изменения момента инерции Земли  $\rightarrow$  изменение скорости вращения. Наибольший эффект ожидается от землетрясений с максимальной составляющей вектора смещения по нормали к оси вращения. Основная проблема методического характера заключается в том, что решения тензора момента центра очага дают два возможных и равновероятных варианта ориентации вектора подвижки и эта неопределенность может быть устранена только при использовании геологических и тектонических данных для района, где произошло интересующее нас событие. Поэтому отдельный раздел посвящен вопросу о возможности использования Гарвардского каталога для оценки интересующего параметра без привлечения дополнительной информации о землетрясении.

### Определение составляющих вектора подвижки

Направление смещения (относительного движения блоков) в Гарвардском каталоге определяется углами в соответствии с изложенным в [1, раздел 4.5]:

- угол простирания разлома  $\varphi_s$  (strike) - азимут линии пересечения плоскости разлома с горизонтом, исчисляемый от направления на север через восток в пределах  $0 \dots 2\pi$ ;

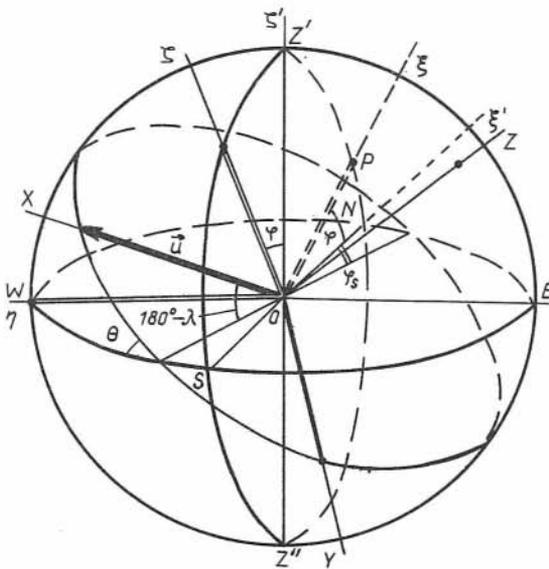
- угол падения  $\vartheta$  (dip) - угол между плоскостью разлома и горизонтом (от  $0$  до  $\frac{\pi}{2}$ );

- угол соскальзывания  $\lambda$  (slip) - определяющий направление подвижки в плоскости разлома (от  $-\pi$  до  $+\pi$ ).

Рассмотрим две системы координат (СК), представленные на рис.1:

- СК1, связанная с вектором смещения, с осями, ориентированными вдоль смещения (ось X), перпендикулярно к оси X в плоскости разлома (ось Y) и по нормали к плоскости разлома, дополняя XY до правой СК;

- неподвижная (локальная земная) система СК2, ориентированная осями на север ( $\xi$ ), на запад ( $\eta$ ) и в зенит ( $\zeta$ ).



**Рис.1.** Системы координат СК1 и СК2 и проекции основных плоскостей и углов на небесную сферу:  $\vec{u}$  - единичный вектор смещения,  $Z'$  - зенит,  $Z''$  - надир, N,S,E,W - направления на север, юг, восток и запад, NSWE - плоскость горизонта,  $\varphi_s, \theta, \lambda$  - углы, задающие ориентацию вектора  $\vec{u}$ ,  $\varphi$  - широта, P - полюс мира.

В этих системах координат вектор смещения  $\vec{u}$  имеет составляющие  $\vec{u} = \vec{u}(u, 0, 0) = \vec{u}(u_x, u_y, u_z)$ . Связь между ними может быть установлена с помощью матрицы преобразования A [2]:

$$(u_x, u_y, u_z) = (u_x, u_y, u_z) \cdot A \quad (1)$$

или

$$\begin{pmatrix} u_x \\ u_y \\ u_z \end{pmatrix} = A^T \cdot \begin{pmatrix} u_x \\ u_y \\ u_z \end{pmatrix}, \quad (2)$$

где  $A^T$  - транспонированная матрица A. Ее можно получить, применяя последовательные вращения СК1 вокруг осей до перевода в СК2. Таким образом, матрица преобразования будет иметь вид:

$$A_{\lambda\theta\varphi_s} = A_{\lambda} A_{\theta} A_{\varphi_s}, \quad (3)$$

где  $A_{\lambda}, A_{\theta}, A_{\varphi_s}$  - матрицы соответствующих вращений:

$$A_{\lambda} = \begin{pmatrix} \cos(\lambda) & \sin(\lambda) & 0 \\ -\sin(\lambda) & \cos(\lambda) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \quad (4)$$

$$A_{\theta} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cos(\theta) & \sin(\theta) \\ 0 & -\sin(\theta) & \cos(\theta) \end{pmatrix}, \quad (5)$$

$$A_{\varphi_s} = \begin{pmatrix} \cos(\varphi_s) & -\sin(\varphi_s) & 0 \\ \sin(\varphi_s) & \cos(\varphi_s) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}. \quad (6)$$

1. Для того чтобы получить составляющие вектора смещения в земной системе с третьей компонентой вдоль нормали к оси вращения Земли, необходимо выполнить четвертое вращение

$$A_{\varphi} = \begin{pmatrix} \cos(\varphi) & 0 & -\sin(\varphi) \\ 0 & 1 & 0 \\ \sin(\varphi) & 0 & \cos(\varphi) \end{pmatrix}, \quad (7)$$

где  $\varphi$  - широта эпицентра землетрясения (положительная к северу).

Таким образом, используя данные Гарвардского каталога, можно вычислить компоненты вектора подвижки  $\vec{u}(u_x, u_y, u_z)$ , где  $u_z$  - составляющая по нормали к оси вращения.

### **Оценка возможности непосредственного использования данных об ориентации вектора подвижки**

**Постановка задачи.** Допустим, производятся косвенные измерения некоторой величины  $U$  и в качестве результата имеем два возможных значения (реализации)  $U$ :  $u_1$  и  $u_2$ . Относительно  $u_1, u_2$  можно утверждать, что одно из значений истинное, а другое ошибочное. В связи с этим возникают два вопроса: во-первых, можно ли по имеющимся реализациям  $U$  сделать численный вывод о фактической величине  $U$  и оценить степень его достоверности, и, во-вторых, можно ли получить оценку  $U$  более оптимальную в статистическом смысле, чем, например, простой выбор одного из возможных значений? Постановка вопросов, естественно, правомочна только в том случае, если между  $u_1$  и  $u_2$  существует определенная связь. Для иллюстрации на рис.2 представлены диаграммы рассеивания:  $a$  - направляющих косинусов вектора смещения по нормали к оси вращения Земли  $u_1$  и  $u_2$  и  $b$  - их абсолютных значений за 1981-1984 гг. (2000 значений). Как видим, разброс достаточно большой, но, тем не менее, просматриваются закономерности: величины  $u_1, u_2$  группируются в области больших или малых значений, прогнозирование  $u_1$  по  $u_2$  представляется более уверенным, чем обратное, и т.д. Даже рассматривая крайний случай, когда истинными являются все значения  $u_1$ , а мы выбрали в качестве таковых  $u_2$ , картина на рис.2 все же позволяет утверждать, что с определенной достоверностью наша оценка будет

отражать реальную ситуацию. Анализ совместных частот  $p(u_1, u_2)$  по данным за 1977-1987 гг. подтверждает результаты, представленные на рис.2.

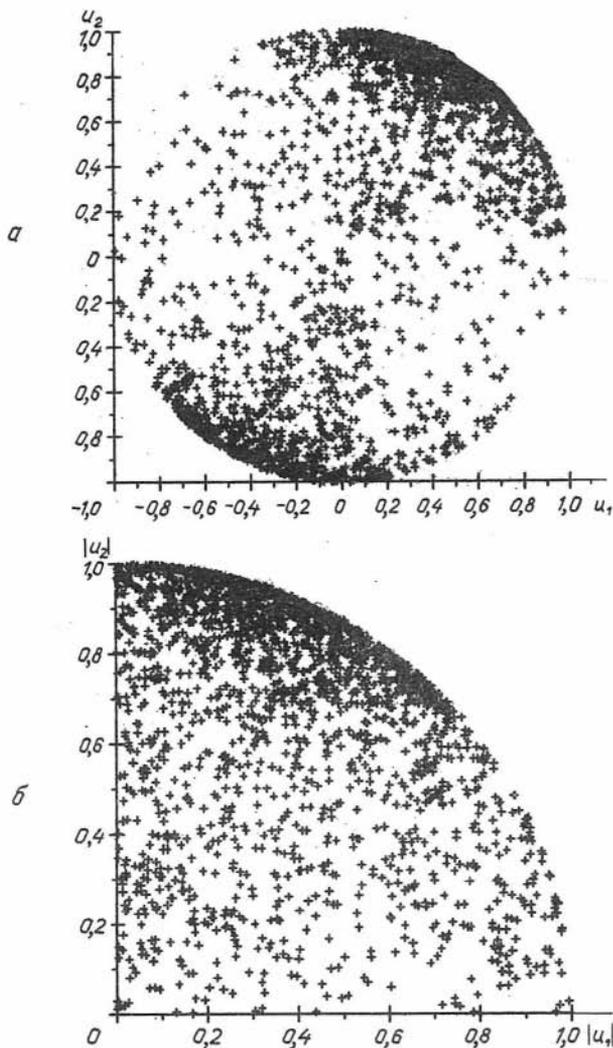


Рис.2. Диаграммы рассеивания составляющих  $u_1$  и  $u_2$  (а) и их абсолютных значений (б) за 1981-1984 гг. (2000 событий).

Оценим погрешность, которую можем получить вследствие неопределенности в выборе  $U$ . Здесь под погрешностью  $\Delta$  понимается разность между выбранным и истинным значениями  $U$ . В соответствии с теоремой гипотез полная вероятность  $p(A)$  появления события  $A$  может быть получена по формуле:

$$p(A) = \sum_{i=1}^2 p(H_i) \cdot p(A/H_i), \quad (8)$$

где  $p(H_i)$  - вероятность появления события  $H_i$ , а  $p(A/H_i)$  - условная вероятность появления события  $A$  при появлении события  $H_i$ . Применительно к нашей задаче имеем следующие аналогии:  $H_1$  - событие, заключающееся в выборе правильного значения из двух возможных,  $H_2$  - выбор ошибочного значения,  $A$  - это появление ошибки  $\Delta$ . Понятно, что  $p(H_1) + p(H_2) = 1$ . Вероятность получить погрешность  $\Delta$  при правильном выборе

$$p(\Delta/H_1) = \begin{cases} 1, & \text{если } \Delta = 0, \\ 0, & \text{если } \Delta \neq 0, \end{cases} \quad (9)$$

т.е. при появлении события  $H_1$  мы со 100-процентной уверенностью получаем нулевую ошибку, а с вероятностью 0 - любое другое ее значение. В случае, если выбрано ошибочное значение (событие  $H_2$ ), вероятность ошибки  $p(\Delta/H_2)$  зависит от распределения  $\Delta$ . Таким образом, полная вероятность получить погрешность  $\Delta$  равна

$$p(\Delta) = p(H_1) \cdot p(\Delta/H_1) + p(H_2) \cdot p(\Delta/H_2). \quad (10)$$

Относительно величин  $p(H_1)$  и  $p(H_2)$  можно делать только предположения. Здесь возможны две крайности: либо мы все реализации выбрали верно, либо во всех случаях ошиблись. В первом случае имеем тривиальный результат (нулевые смещение и дисперсия), не представляющий практического интереса. Во втором -  $p(H_1) = 0$ ,  $p(H_2) = 1$  для всех измерений, и полная вероятность  $p(\Delta) = p(\Delta/H_2)$  определяется реальным распределением ошибок. Промежуточным является предположение о равновероятности выбора ошибочного и верного значения  $U$ , т.е.  $p(H_1) = p(H_2) = 0.5$ . Тогда вероятность  $p(\Delta)$  определяется следующим образом:

$$p(\Delta) = 0.5 \cdot [p(\Delta = 0) + p(\Delta/H_2)], \quad (11)$$

где  $\delta(\Delta = 0)$  - дельта-функция для нулевого аргумента. Видно, что и в этом случае необходимо знать распределение ошибок  $p(\Delta/H_2)$ .

Примем теперь в качестве оценки  $U$  среднее из  $u_1$  и  $u_2$ :

$$u_{1,2} = 0.5(u_1 + u_2). \quad (12)$$

Будем считать, что  $H_1$  - это событие, заключающееся в истинности  $u_1$ ,  $H_2$  - аналогичное для  $u_2$ . Тогда погрешность  $\Delta_{1,2}$  равна разности между  $u_{1,2}$  и истинным значением и лежит в интервале от  $-0.5 \Delta$  до  $+0.5 \Delta$ , где  $\Delta$  - как и раньше разность между  $u_1$  и  $u_2$ . Полная вероятность может быть получена как

$$p(\Delta_{1,2}) = p(H_1) \cdot p(+0.5\Delta) + p(H_2) \cdot p(-0.5\Delta). \quad (13)$$

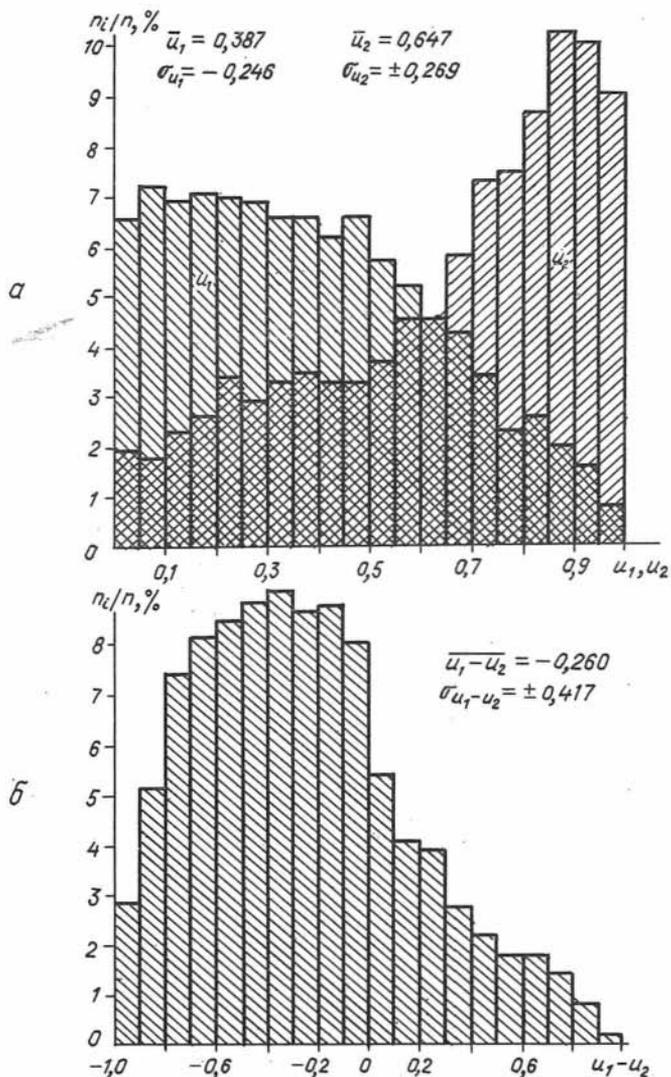
Если верны все  $u_1$ , то  $p(\Delta_{1,2}) = p(+0.5\Delta)$ , в противном случае  $p(\Delta_{1,2}) = p(-0.5\Delta)$ . При их равновероятности

$$p(\Delta_{1,2}) = 0.5 \cdot [p(+0.5\Delta) + p(-0.5\Delta)]. \quad (14)$$

**Приложение к реальным данным.** Вектор подвижки, получаемый при решении методом тензора момента, определяет направление только относительного взаимного смещения блоков, при этом положительное или отрицательное его значение определяется принятым соглашением относительно того, какой из блоков рассматривается в качестве условно неподвижного, в котором фиксируется система отсчета. Поэтому в дальнейшем в качестве анализируемого параметра используются абсолютные значения направляющего косинуса (проекции единичного вектора смещения) на нормаль к оси вращения Земли:

$$\begin{aligned} u_1 &= |u_{\zeta_1}| \\ u_2 &= |u_{\zeta_2}|. \end{aligned} \quad (15)$$

На рис.3а показаны гистограммы распределения  $u_1, u_2$  и  $u_1 - u_2$ , полученные по данным о 6725 землетрясениях, и соответствующие средние значения (0.387, 0.647, -0.260) и стандартные отклонения (0.246, 0.269, 0.417). Рис.3б дает искомое распределение  $p(\Delta/H)$ . В случае, если все выбранные нами значения  $U$  ошибочны, наша оценка подвижки в среднем будет смещенной на 0.260 с соответствующим знаком, а ее рассеяние будет характеризоваться дисперсией  $0.42^2$ .



**Рис.3.** Распределение абсолютных значений составляющих единичного вектора смещения по нормали к оси вращения Земли (а) и их разности (б).  $n_i/n$  - относительная частота, в %. Представлены также соответствующие средние значения и стандартные отклонения. Анализируемый интервал - 1977-1988 гг. (6725 событий).

Теперь выполним оценки, предполагая равновероятность ошибочного выбора для  $u_1$  и  $u_2$  ( $p(H_1) = p(H_2) = 0.5$ ). Используя относительные частоты, показанные на рис.36, можно вычислить среднее и стандартное отклонение. При этом влияние  $\delta^c$  ( $\Delta = 0$ ) проявляется в уменьшении относительного вклада  $p(\Delta / H_2)$  в два раза. Таким образом, получаем  $\bar{\Delta} = -0.13$  и  $\sigma_{\Delta} = 0.32$ . Практически это означает, что при принятом предположении о  $p(H_1)$  и  $p(H_2)$  выбор любого из них в качестве оценки искомого значения  $U$  будет давать систематическую погрешность, равную  $\bar{\Delta}$  с соответствующим знаком, и случайную погрешность со стандартным отклонением 0.32.

Рассмотрим теперь в качестве оценки  $U$  среднее из двух его возможных значений. По относительным частотам для  $\Delta$  (см. рис.36) можно получить распределения для  $-0.5 \Delta$ ,  $+0.5 \Delta$  и их сумму, а затем вычислить среднее и дисперсию. При истинности всех  $u_1$  (или  $u_2$ ) получаем смещение 0.13 и стандартное отклонение 0.21. Если же реализации  $u_1$  и  $u_2$  равновероятны в смысле истинности, то распределение ошибок  $\Delta_{1,2}$  (14) будет симметричным (погрешности систематического характера отсутствуют) и иметь стандартное отклонение 0.25.

Результаты анализа показывают, что оценка ожидаемой величины  $U$  как среднего из  $u_1$  и  $u_2$  является более оптимальной относительно систематических и случайных погрешностей, чем простой выбор одного из значений  $U$ , по крайней мере, при двух рассмотренных предположениях об истинности и ошибочности возможных реализаций  $U$ .

**Правомочность обобщения оценок.** Представленные выше выводы о качестве тех или иных оценок подвижки получены по данным за 1977-1987гг. (6725 значений). Естественно, возникает вопрос о возможности использования этих оценок для других временных интервалов, выборки меньшего объема и т.п. С этой целью, а также для проверки правильности приведенных выше рассуждений были выполнены модельные расчеты, при которых анализировались отклонения между принятой оценкой  $U$  и "истинным" значением. Последнее либо назначалось (все  $u_1$  или  $u_2$  в анализируемых выборках принимались как правильные), либо устанавливалось случайным образом так, что вероятности истинности или ошибочности  $U$  были равны (использовался машинный генератор псевдослучайных чисел). Многократные повторения для различных наборов случайных чисел позволяли делать выводы об устойчивости оценок.

Выполненные расчеты показали, что полученные выше значения систематических и случайных погрешностей совпадают с модельными как для полной, так и для более коротких выборок (например, годовых) и, таким образом, могут быть использованы при исследовании временных вариаций.

Наиболее полной и достоверной проверкой сделанных выше выводов является процедура непосредственной оценки ожидаемых погрешностей, заключающаяся в следующем. Имеется выборка измеренных значений  $(u_1, u_2)_i$  объема  $N$ . Принимаем в качестве оценки  $U$  величину  $V_i$ , которая может быть равна  $u_1$ ,  $u_2$  или среднему из них. Применяя к  $V_i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) некоторое преобразование  $A$  мы получаем ряд  $W_j$ , где  $j = 1, \dots, n$ . В качестве такого преобразования может быть, например, вычисление среднего значения за заданный интервал времени. Неопределенность во входных данных приводит к неопределенности результата на выходе. Как и ранее, мы можем некоторым образом выбрать "истинное" значение  $u_i$  из двух возможных и после применения того же преобразования  $A$  получить "истинные"  $W_j^0$ . Повторяя процедуру  $m$  раз, получаем набор отклонений  $(W_j - W_j^0)_k$ ,  $k = 1, \dots, m$ , используя которые можно вычислить смещение нашей оценки для каждого  $W_j$  и ее дисперсию.

В данном случае в качестве преобразования  $A$  рассмотрено вычисление среднего за 365 суток значения величины  $V = 0.5(|u_1| + |u_2|)$ . Выбор правильного  $u_j$  производился случайным образом, обеспечивающим равную вероятность и для ошибочного исхода. Всего выполнено 100 серий для 48 значений  $W_j^0$ . Результаты сводятся к следующему:

- распределение  $(W - W^0)$  близко к нормальному, т.е. по известной дисперсии можно оценить доверительный интервал для заданного уровня значимости;
- среднее квадратическое значение отклонений  $(W - W^0)$  близко к ожидаемому, вычисляемому по формуле  $\sigma/\sqrt{k}$ , где  $k$  - количество событий при вычислении среднего, а  $\sigma$  - стандартное отклонение, полученное выше (0.25);
- систематическая погрешность близка к нулю.

## Исходные данные

**Продолжительность суток.** Исходными данными о вращении Земли являются пятисуточные значения поправок всемирного времени UT1-UTC:

- за 1976-1977 гг. - полученные по астрооптическим наблюдениям, обработанные в новой системе постоянных МАС и системе нутации 1980 г. [12] и опубликованные в годовом отчете Международного бюро времени (МБВ) за 1984 г.;

- за 1978-1987 гг. - комбинированные решения МБВ по данным наблюдений новыми средствами (РСДБ, лазерная локация ИСЗ и Луны), опубликованные в годовых отчетах [5, табл.6];

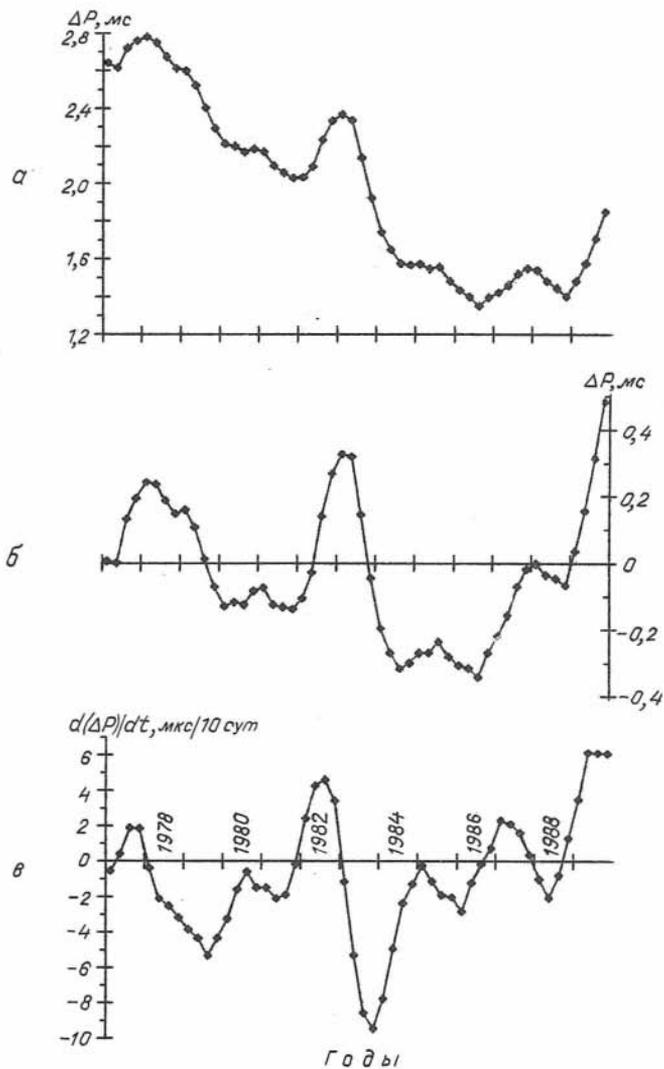
- за 1988-1990 гг. - несглаженные значения UT1-UTC, полученные по данным только новых средств и опубликованные в годовых отчетах Международной службы вращения Земли (МСВЗ) [6, табл.О-4; О-5].

После учета скачков в шкале UTC и исключения влияния земных зональных приливов были вычислены отклонения продолжительности суток  $\Delta P$  от стандартных ( $P_0 = 86400$  с.)

$$\Delta P = -P_0 \frac{d(UT1R-UTC)}{dATI} \quad 16$$

где UT1R-UTC - поправки всемирного времени с учетом земных приливов,  $dATI = 5 \cdot P_0$  - интервал дифференцирования. Для выделения нерегулярных и долгопериодических составляющих (характерные времена изменения больше 1 года) ряд  $\Delta P$  был сглажен 365-суточным скользящим средним и прорежен с интервалом 91 сут между нормальными точками (всего получено 52 нормальные точки). Кроме того, были вычислены производные  $d(\Delta P)/dt$  (в дальнейшем -  $dP/dt$ ), характеризующие ускорение вращения Земли, т.е. приложенный к ее оболочке тормозящий или ускоряющий момент. Полученные ряды, а также  $\Delta P$  со снятым линейным дрейфом представлены на рис.4.

**Сейсмичность.** По данным каталога Гарвардского университета за 1977-1989 гг. (см. перечень публикаций в [10]) для 8322 землетрясений получены значения  $u_1$  и  $u_2$  составляющей единичного вектора смещения (направлений к косинус) по нормали к оси вращения Земли. Особенностью рассматриваемого каталога является его постоянное расширение за счет включения в него все большего числа слабых событий, поэтому при анализе временных вариаций сейсмичности



**Рис.4.** Нерегулярные изменения продолжительности суток: а -  $\Delta P = P - 86400 \text{ с}$ , сглаженные 365-суточным скользящим средним; б - то же с исключенным линейным дрейфом; в - производная  $d(\Delta P)/dt$ , сглаженная 365-суточным скользящим средним. а-б - величины даны в мс, в - в мкс за 10 сут. Земные зональные приливы исключены.

необходимо иметь в виду его полноту (представительность). Для землетрясений с магнитудами примерно 6.0 и выше этот каталог может считаться полным. Связь скалярного сейсмического момента  $M_0$  с магнитудой по поверхностным волнам  $M_S$  определяется соотношением Ханкса-Канамори [17]

$$\lg(M_0) = 1.5 \cdot M_S + 16.05. \quad (17)$$

Используя выражение Бата и Дуды для объема  $V$  сейсмического очага [18]  $\lg(V) = 9.58 + 1.5 \cdot M_S$  и предполагая его сферичность, можно вычислить радиус и площадь разлома  $A$ , а затем оценить величину смещения  $L$  при землетрясении [3, с.71]

$$L = M_0 / \mu A, \quad (18)$$

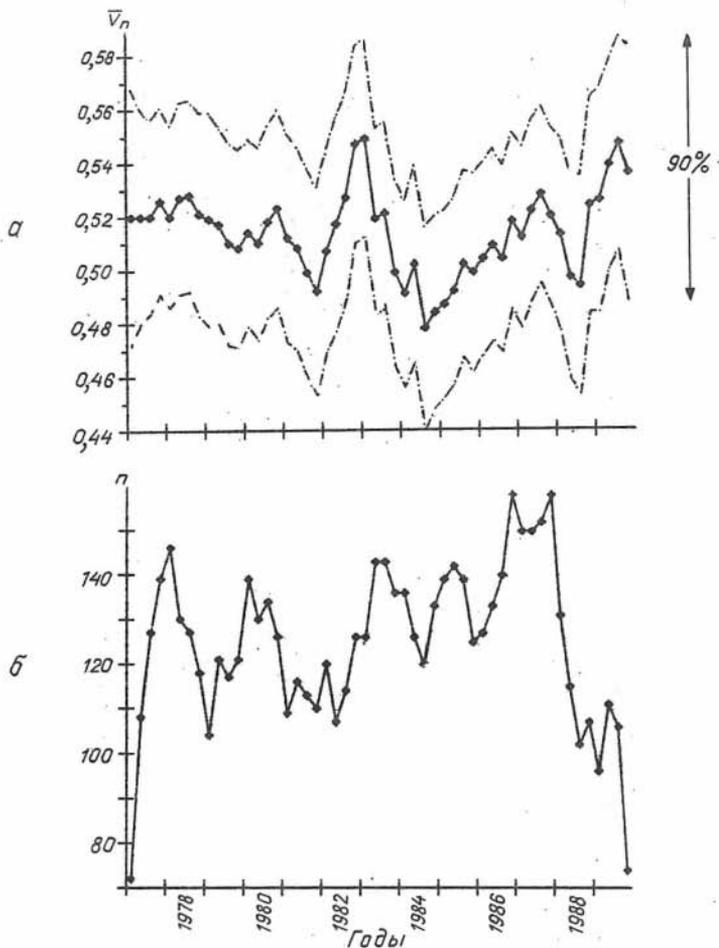
где  $\mu$  - жесткость (принята равной  $3.5 \cdot 10^{11}$  дин/см<sup>2</sup>).

Предполагается, что погрешности в определении ориентации вектора подвижки и других используемых данных каталога (момента, глубины гипоцентра и др.) оказывают незначительное влияние на результаты по сравнению с ошибками из-за неоднозначности в выборе  $u_1$  и  $u_2$ .

## Результаты

Как уже отмечалось, вследствие определенной условности в выборе знака вектора смещения, в качестве исследуемых величин приняты абсолютные значения направляющих косинусов по нормали к оси вращения Земли, обозначаемые в дальнейшем  $V_1$  и  $V_2$  и их среднее  $\bar{V} = 0.5 \cdot (V_1 + V_2)$ .

На рис.5а представлены временные вариации значений  $\bar{V}$ , сглаженных 365-суточным скользящим средним и отнесенных к тем же нормальным точкам, что и данные о вращении Земли. Учитывались события, имеющие магнитуду не менее 6.0. Количество событий  $N$  для каждой точки показано на рис.5б. Тонкой линией на рис.5а обозначен 90-процентный доверительный интервал (распределение погрешностей  $\bar{V}$  нормально со стандартным отклонением  $\sigma_{\bar{V}} = 0.25$  и нулевым центром, погрешности сглаженных  $\bar{V}_n$  также распределены нормально с дисперсией  $\sigma_{\bar{V}_n}^2 = \sigma_{\bar{V}}^2 / N$ ). Как видно, неопределенность в  $\bar{V}_n$  велика. Тем не менее, следует признать статистически значимыми изменения  $\bar{V}_n$  в 1982-1984 гг. Сопоставление кривых  $\Delta P$  и  $dP/dt$  на рис.4 с  $\bar{V}_n$  показывает их близость.



**Рис.5.** Временные вариации  $\bar{V}_n$  для землетрясений с магнитудами больше 6,0, сглаженные 365-суточным скользящим средним (а) и количество событий в интервале суммирования (б). Штрих-пунктирной линией показаны 90-процентные доверительные границы. Крайние нормальные точки имеют неполные интервалы суммирования.

Взаимные корреляционные функции  $R(\Delta P, \bar{V}_n)$  и  $R(dP/dt, \bar{V}_n)$  представлены на рис.6.

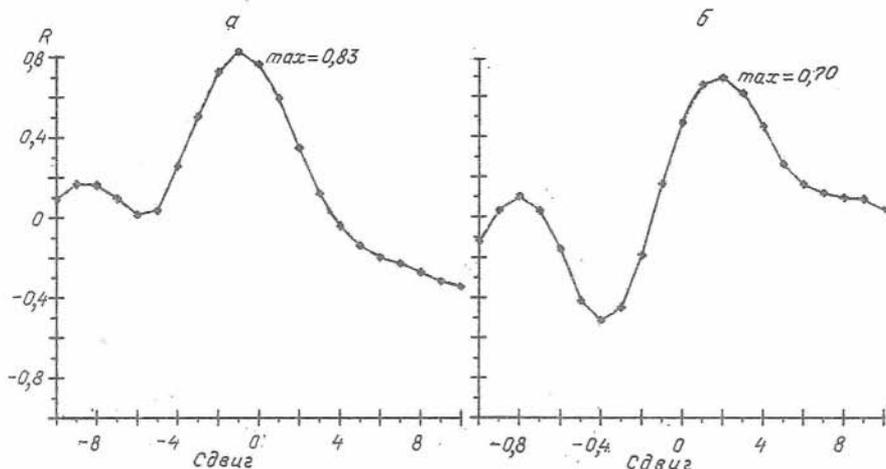


Рис.6. Взаимные корреляционные функции  $(\Delta P, \bar{V}_n)$  и  $(dP/dt, \bar{V}_n)$  для событий с магнитудами больше 6.0. Из  $\Delta P$  исключен линейный тренд. Отрицательные смещения соответствуют опережению вариаций в  $\bar{V}_n$  по сравнению с вариациями во вращении Земли.

Максимальные значения 0.83 и 0.70, соответственно, достигаются при фазовых сдвигах - 91 сут. (вариации  $P$  отстают от  $V_n$ ) и +182 сут. ( $dP/dt$  опережают  $V_n$ ). Доверительные 90-процентные интервалы для  $R$ , полученные с помощью критерия Фишера, составляют соответственно (0.74; 0.89) и (0.56; 0.80) и подтверждают их значимость. К сожалению, большие ошибки в  $\bar{V}_n$  ставят под сомнение оптимистические оценки коррелированности рядов. Для проверки выполнены модельные расчеты: каждое нормальное значение  $\bar{V}_n$  заменено на  $\bar{V}_n + dV$ , где  $dV$  - погрешность, подчиняющаяся гауссовскому распределению с нулевым средним и дисперсией  $\sigma_{\bar{V}_n}^2$  (см. выше). Далее для полученного таким образом нового ряда  $\bar{V}_n + dV$  вычислялась корреляция с данными о вращении Земли. Погрешности  $dV$  были образованы с помощью преобразования:

$$\begin{aligned} dV_1 &= \sqrt{2 \cdot \ln(1/q_1)} \cdot \cos(2q_2), \\ dV_2 &= \sqrt{2 \cdot \ln(1/q_1)} \cdot \sin(2q_2), \end{aligned} \quad (19)$$

где  $q_1, q_2$  - пара равномерно распределенных на интервале (0,1)

псевдослучайных чисел [3]. Процедура могла быть повторена требуемое количество раз. Полученная выборка коэффициентов корреляции  $R$  подвергалась статистическому анализу: находились выборочные среднее, стандартное отклонение, максимальное и минимальное значения и квантили (5, 10, 50, 90 и 95 %). Результаты моделирования представлены в таблице.

Результаты оценки коэффициента корреляции между  $\bar{V}_n$  и  $R$ ,  $dP/dt$  при наличии погрешностей в исходных данных (стандартное отклонение для  $\bar{V}_n$  принято равным 0.025, объем моделируемых выборок  $R_p - 5000$ )

Ряд	Среднее	$\sigma_R$	min	Квантили, %					max
				5	10	50	90	95	
$\Delta P$	0.406	0.106	0.024	0.222	0.265	0.412	0.542	0.570	0.783!
$dP/dt$	0.377	0.110	0.056	0.188	0.234	0.381	0.518	0.549	0.740!

На основании данных таблицы видим, что непосредственно получаемые коэффициенты корреляции не попадают даже в 95-процентный доверительный интервал для моделируемых  $R$ , поэтому можно утверждать, что между средними значениями проекции единичного вектора смещения на нормаль к оси вращения Земли и продолжительностью суток существует статистическая взаимосвязь, количественно выражаемая коэффициентом корреляции, равным примерно +0.4 с 95-процентным доверительным интервалом от +0.20 до +0.55. Поскольку такое значение корреляции нельзя признать убедительным, то практически значимым является сходство изменения кривых  $\bar{V}_n$ ,  $\Delta P$  и  $dP/dt$  в 1982-1984 гг., что будет обсуждаться ниже.

По данным Гарвардского каталога были также исследованы другие характеристики, связанные с  $\bar{V}$ , в том числе:

- сглаженные 365-суточным скользящим средним значения  $\bar{V}$  для землетрясений с нижними срезами по магнитуде 5.8, 6.2, 6.6 и 7.0, а также для всех событий;

- $\bar{V}_n$  для землетрясений с эпицентрами выше и ниже параллели  $\pm 35^\circ$  (полярные и экваториальные области);

- то же для глубин свыше 100 км и менее 30 км;

- сглаженные 365-суточным скользящим средним составляющие вектора подвижки  $L \cdot \bar{V}$ , где  $L$  - величина смещения, оцениваемая по выражению (18);

- значения  $\bar{V}$ , сглаженные 365-суточным взвешенным средним с весами, пропорциональными косинусу широты эпицентра землетрясения (зависящими от расстояния до оси вращения);

- суммарные за 365 суток значения  $\bar{V}$  при различных критериях отбора землетрясений.

Во всех рассмотренных выше рядах более или менее отчетливо просматривается аномалия 1982-1983 гг. Однако близость  $\bar{V}_n$ ,  $\Delta P$  и  $dP/dt$  имеется только для событий с магнитудами не менее 6.0 и глубинами гипоцентров не более 30 км (коэффициенты корреляции равны соответственно 0.78 и 0.67). Назначение весов, определяемых косинусом широты, практически не влияло на результаты.

### Обсуждение результатов

Результаты показывают, что для землетрясений из Гарвардского каталога с магнитудами  $M_S$  больше 6.0 имеется слабая положительная корреляция между ориентацией вектора подвижки и вращением Земли на характерных временах больше года: в периоды увеличения продолжительности суток возрастает составляющая векторов вдоль нормали к оси вращения Земли, т.е. их положение становится более упорядоченным по этому направлению (в локальной системе координат нормаль к оси вращения лежит на пересечении плоскостей небесного меридиана и небесного экватора). Аналогичный результат получен для землетрясений с  $M_S > 6.0$  на глубинах до 30 км. Большая неопределенность в сейсмических данных (см. рис.5а) не позволяет приложить эти выводы на всем анализируемом временном интервале (1977-1989 гг.), поскольку наблюдаемые вариации лежат в пределах естественного статистического разброса. Это подтверждается также различием в значениях коэффициента корреляции  $R$ , получаемого непосредственно для исходных временных рядов и при учете их погрешностей: в первом случае  $R$  определяется совпадением статистически незначимых изменений, которые во втором случае можно рассматривать как помеху, и тогда  $R$  зависит только от больших вариаций. Таким образом, с достаточной определенностью можно

говорить только о коррелированности рядов в период 1982-1983 гг., когда изменения  $\bar{V}_n$  значимы с доверительной вероятностью не хуже 90% (для неглубоких землетрясений - 95 %).

Возникает ряд вопросов, которые требуют более подробного рассмотрения. Почему получен положительный результат только для событий с  $M_S > 6.0$ ? Действительно, при анализе всех сейсмических данных ошибки нормальных значений  $\bar{V}_n$  снижаются, т.е. возрастает надежность оценки. Но, как уже отмечалось, Гарвардский каталог для более слабых землетрясений не может считаться достаточно полным. Нормировка (вычисление среднего) не всегда устраняет этот фактор, поскольку включение в каталог слабых событий носит выборочный характер (например, более надежно регистрируются толчки в регионах с развитой сетью сейсмостанций) и невозможно оценить влияние на наши результаты критериев, по которым происходит отбор. Анализ для больших магнитуд показывает, что аномалия 1982 - 1983 гг. сохраняется, а появляющиеся другие вариации могут быть объяснены статистическим разбросом, поскольку количество событий быстро падает.

Различие в результатах для средних и суммарных значений  $\bar{V}$  может быть объяснено физическим смыслом этих характеристик: сумма  $\bar{V}$  в большей степени зависит от общей сейсмической активности, в то время как нормированная величина описывает преимущественность в направлении подвижки. Тот факт, что вариации суммарных значений  $\bar{V}$  не показывают корреляции с вращением Земли, может говорить о том, что не сейсмичность является причиной изменения продолжительности суток. Действительно, если бы изменения момента инерции Земли при землетрясениях оказывали влияние на режим вращения, то мы вправе ожидать коррелированности  $\Delta P$  именно с суммарной величиной  $\bar{V}$ , а не со средним значением. В данном же случае при определенных режимах вращения наблюдается избирательность в ориентации вектора смещения, что может указывать либо на влияние вращения на землетрясения с определенным типом очага, либо на существование общей для них причины.

Относительно аномальных вариаций 1982-1983 гг. следует заметить, что этот период в геофизической обстановке характеризуется значительным событием Эль-Ниньо [13,15], сопровождавшимся изменением ряда метеорологических и океанических параметров, а также в скорости вращения Земли. Более умеренные события Эль-Ниньо наблюдались также в 1976-1977 и 1986-1987 годах.

Изложенные в настоящей работе результаты справедливы, если выполняется предположение: оба возможных значения  $V_1$  и  $V_2$  вектора подвижки имеют равные вероятности быть правильным или ошибочным, по крайней мере на интервалах усреднения. При этом используемое нами в качестве оценки подвижки среднее из абсолютных значений  $V_1$  и  $V_2$  не имеет систематической погрешности и дает минимальную дисперсию. В случае, если для какой-либо нормальной точки это не выполняется, то можно ожидать смещение оценки, интерпретируемое как реальное изменение  $V$ . Еще однимстораживающим фактором является совпадение аномалии 1982-1983 гг. в сейсмических данных с началом постоянных публикаций каталога группой А.М.Dziewonski et al. [9]; данные за предыдущие годы опубликованы значительно позже. Возможно, что в первые годы происходили некоторые изменения в методиках обработки или представления результатов, но данными об этом автор не располагает.

### Выводы

Начиная с 1983 г. группой А.М.Dziewonski et al. из Гарвардского университета (см., например, [9]) публикуется каталог глобальной сейсмичности, содержащий данные о параметрах очага землетрясений, в том числе, углы, определяющие ориентацию вектора относительных перемещений блоков по плоскости разрыва. С помощью матриц вращений за период 1977-1989 гг. получены его составляющие (направляющие косинусы) вдоль нормали к оси вращения Земли  $U$ . Вследствие особенностей метода, использующегося при оценке параметров очага, определяемый вектор подвижки может иметь два равновероятных направления, соответственно с двумя значениями составляющей  $U$ :  $u_1$  и  $u_2$ . Анализ статистических свойств этих двух равновозможных реализаций  $U$  показал, что наиболее оптимальной в статистическом смысле (минимальность систематической и случайной погрешностей) оценкой смещения  $U$  является среднее  $\bar{V}$  из абсолютных значений  $u_1$  и  $u_2$ .

Сравнение сглаженных 365-суточным скользящим средним квартальных значений продолжительности суток  $\Delta P$ , а также ускорения вращения Земли  $dP/dt$  с оценками составляющих вектора смещения  $\bar{V}_n$  для землетрясений с магнитудами больше 6.0 (в том числе, и для событий

на глубинах до 30 км) показало наличие между ними статистически очень выразительной положительной корреляции (коэффициент корреляции порядка +0.4 при 95-процентных доверительных границах с +0.20 до +0.55), что объясняется большими погрешностями сейсмических данных. Тем не менее, следует признать статистически значимыми синхронные изменения продолжительности суток составляющих по нормали к оси вращения  $\bar{V}$ , наблюдающиеся в 1981-1983 годах, когда произошло аномально большое событие Эль-Ниньо.

Анализ рядов  $\bar{V}$  для землетрясений, отобранных по другим критериям, позволяет сделать вывод, что сейсмичность не является причиной неравномерности вращения Земли на характерных временах больше года.

В дальнейшем предполагается выполнить сравнение составляющих вектора смещения в направлении небесного полюса с движением полюса Земли.

## СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. **Аки К., Ричардс П.** Количественная сейсмология: Теория и методы. Т.1. Пер. с англ. - М.: Мир, 1983. - 520с.

2. **Корн Г., Корн Т.** Справочник по математике для научных работников и инженеров. - М.: Наука, 1984. - 831с.

3. **Справочник** по специальным функциям с формулами, графиками и таблицами / М.Абрамовиц, И.Стиган; Пер. с англ. - М.: Наука, 1978. - 832с.

4. **Хомутов С.Ю.** Нерегулярные изменения продолжительности суток и глобальная сейсмичность, 1977-1987 годы. - Новосибирск, 1991. - 18с. - (Препр. / Объед. ин-т геологии, геофизики и минералогии СО СССР; N 13).

5. **Annual Report of BIH for ...** - Paris, 1982, ..., 1988.

6. **Annual Report of IERS for ...** - Paris, 1989, ..., 1991.

7. **Ben-Menahem A., Moshe I.** Effects of major seismic events on rotation of the Earth // Geophys. J. Roy. Astron. Soc. - 1970. - Vol.19, N P.367-393.

8. **Chao B.Fong, Gross R.S.** Change in the Earth's rotation and degree gravitational field induced by earthquakes // Geophys. J. Roy. Ast

9. **Dziewonski A.M. et al.** Global seismicity of 1982: centroid-moment tensor solutions for 308 earthquakes // *Phys. Earth and Planet. Inter.* - 1983. - Vol.33, N 2. - P.76-90.

10. **Dziewonski A.M. et al.** Centroid-moment tensor solutions for October-December 1989 // *Phys. Earth and Planet. Inter.* - 1990. - Vol.62, N 3-4. - P.194-207.

11. **Gross R.S., Chao B. Fong.** The global geodynamic effect of the Macquarie Ridge earthquake // *Geophys. Res. Lett.* - 1990. - Vol.17, N 7. - P.1009-1012.

12. **Li Zheng-xin, Feissel M.** Determination of the Earth rotation parameters from optical astrometry observations, 1962.0-1982.0 // *Bull. Geod.* - 1986. - Vol.60, N 1. - P.15-28.

13. **Mörner N.-A.** ENSO - events, Earth's rotation and Global Changes // *J. Coastal Res.* - 1989. - Vol.5, N 4. - P.857-862.

14. **O'Connell R.J., Dziewonski A.M.** Excitation of the Chandler wobble by large earthquakes // *Nature.* - 1976. - Vol.262, N 5566. - P.259-262.

15. **Show H.R., Moore J.G.** Magnetic heat and the El Nino cycle // *Eos.* - 1988. - Vol.69, N 45. - P.1553,1564.

16. **Song Guo-xuan et al.** Excitation of polar motion by earthquake displacement field // *Chin. Astron. and Astrophys.* - 1982. - Vol.6, N 1. - P.60-63.

17. **Vaidomatis P.S. et al.** Active deformation and seismic potential in the Serbomacedonian zone, Northern Greece // *Tectonophysics.* - 1990. - Vol.179, N 1/2. - P.1-9.

18. **Wang Zheng-seng, Zhong Ting-jiao.** Study on the sequential activity and consecutive strong earthquakes in mainland China // *Phys. Earth and Planet. Inter.* - 1987. - Vol.46, N 4. - P.343-356.

## ОГЛАВЛЕНИЕ

Введение . . . . .	1
Определение составляющих вектора подвижки . . . . .	2
Оценка возможности непосредственного использования данных об ориентации вектора подвижки . . . . .	4
Исходные данные . . . . .	11
Результаты . . . . .	13
Обсуждение результатов . . . . .	17
Выводы . . . . .	19
Список литературы . . . . .	20

Утверждено к печати  
Институтом геофизики СО РАН

Редактор Р.Н.Ильина

Технический редактор О.М.Вараксина

---

Подписано к печати 17.06.93.

Бумага 60x84/16. Печ.л. I, 50. Уч.-изд.л. I, 25.

Тираж 200. Заказ 121.

---

Объединенный институт геологии, геофизики  
и минералогии СО РАН

Новосибирск, 90. Ротапринт.