ВЕСТНИК ОТДЕЛЕНИЯ НАУК О ЗЕМЛЕ РАН

ЭЛЕКТРОННЫЙ НАУЧНО-ИНФОРМАЦИОННЫЙ ЖУРНАЛ
№ 1(23)' 2005

РАЗДЕЛ: НАУЧНЫЕ СООБЩЕНИЯ – SCIENTIFIC REPORTS

АНАЛИЗ СВЯЗИ ПЛОТНОСТИ КОНДУКТИВНОГО ТЕПЛОВОГО ПОТОКА И ИЗОТОПНОГО СОСТАВА ГЕЛИЯ В ПОДЗЕМНЫХ ФЛЮИДАХ

Е.А.Тевелева, Б.Г. Поляк, М.Д. Хуторской
Геологический институт Российской академии наук
119017, г. Москва, Пыжевский переулок, д. 7. Россия. e-mail: gin@ginras.ru
УДК 550.361
URL: http: //www.scgis.ru/russian/cp1251/h_dgggms/1-2005/screp-5.pdf
Опубликовано 25 декабря 2005 г.
©2005, Тевелева и др., ОНЗ РАН

Аннотация. Для выяснения распределения кондуктивного теплового потока в разновозрастных структурах континентальной коры и изотопного отношения гелия в подземных флюидах использованы методы корреляционного анализа. Аналитически и графически показаны взаимосвязи исследуемых параметров. Обсуждаются геологические факторы, которые обусловливают их корреляцию.

Abstract. For studying of the conductive heat flow distribution in different-age structures of the continental crush, as well isotopic helium ration was correlation method used. The numerical and graphical ways of investigating data relations were shown. Geological factors due to correlation were discussed.

Содержание:

Введение
1.Использованные материалы
2.Методы анализа и их результаты
  2.1Парная корреляция
  2.2.Частные коэффициенты корреляции
3.Факторный анализ (метод главных компонент)
Заключение
Литература

\

Введение

Прогресс в науках о Земле выражается в абсолютном и относительном росте количественной информации, поддающейся формальному анализу. Именно такой анализ, свободный от субъективных предположений, способен объективно установить реальную специфику разномасштабных геологических объектов. Он позволяет выявить 1) статистически значимое различие или сходство разных объектов по тому или иному численно определенному геофизическому или геохимическому параметру, 2) наличие/отсутствие взаимосвязи между разными параметрами и 3) закономерности в пространственных и/или временных вариациях значений тех или иных параметров, установленных в конкретных географических пунктах.

Этим целям служат методы математической статистики. Их применению в науках о Земле (главным образом, в геохимии) посвящена обширная литература (например, *Миллер и Кан*, 1965; *Бондаренко*, 1967, 1970; *Родионов,* 1968; «Статистические…», 1973*; Бондаренко* и др., 1984; *Лутков, Бондаренко*, 1989). В данной статье мы остановимся на формальном анализе тройственной взаимосвязи геофизического, геологического и геохимического параметров, которая ограничивает спектр реалистических моделей происхождения и эволюции земной коры. Это связь между плотностью фонового кондуктивного теплового потока (q), возрастом тек-

тоно-магматической активности в континентальной коре (t) и изотопным составом гелия в циркулирующих в ней подземных флюидах ($^3He/^4He = R$).

Между этими тремя параметрами уже были обнаружены парные корреляционные связи. Сначала выяснилось, что плотность фонового кондуктивного теплового потока минимальна в наиболее древних, тектонически стабильных структурах континентов и, напротив, максимальна в их самых молодых, подвижных поясах [*Поляк, Смирнов*, 1966, 1968; Vitorello and Pollack, 1980; и др.]. Затем оказалось, что также ведет себя и отношение концентраций изотопов гелия в подземных флюидах [*Polyak* et al., 1976]. Но при этом в зависимости от t значение q меняется примерно в три раза, от 30-35 мВт/м^2 до 90-100 мВт/м^2, тогда как отношение $^3He/^4He$ - на три порядка величины, от $\sim(2\pm1)\times10^{-8}$ до $\sim(1,2\text{-}5.0)\times10^{-5}$. Естественно, что между q и R тоже была замечена связь, но имеющая уже не антибатный, а симбатный характер. Эта связь была выявлена путем анализа как частных определений R в отдельных пунктах [*Поляк* и др., 1979], так и средних их величин в региональных выборках [*Поляк*, 1988].

Нам показалось целесообразным проверить эти представления, учитывая: 1) лавинообразное накопление эмпирических данных о кондуктивном теплопотоке и геохимии изотопов гелия в последние десятилетия XX века и 2) более объективное отображение латеральных вариаций обоих параметров путем их формального осреднения в квадрантах градусной сетки.

1. Использованные материалы

В нашем анализе использованы банк геотермических данных, послуживший базой для построения «Карты планетарного теплового потока» [*Подгорных, Хуторской*, 1997] и составленный в Геологическом институте РАН глобальный банк данных об изотопном составе гелия в свободно циркулирующих подземных флюидах. Для сравнения с результатами прежних исследований из этих банков были взяты выборки частных значений q и R, характеризующие территорию Евразии. Объем этих выборок составил около 80000 индивидуальных значения q и около 5000 значений R. Значения q и R осреднялись в квадрантах градусной сетки размерами 1°×1°. Квадрантов, в которых удалось определить значения обоих параметров, оказалось 358 (рис.1).

Этим квадрантам были приписаны соответствующие значения t, определенные с помощью тектонических карт. Для этого использовались «Международная тектоническая карта Европы» [1996], «Карта фундамента Восточно-Европейской и Западно-Европейской платформ» [1996], «Тектоническая карта Евразии» [1966]. Полученные таким путем 358 трехмерных векторов (R, q, t) были затем подвергнуты статистической обработке. Совокупность исходных данных охарактеризована табл. 1.

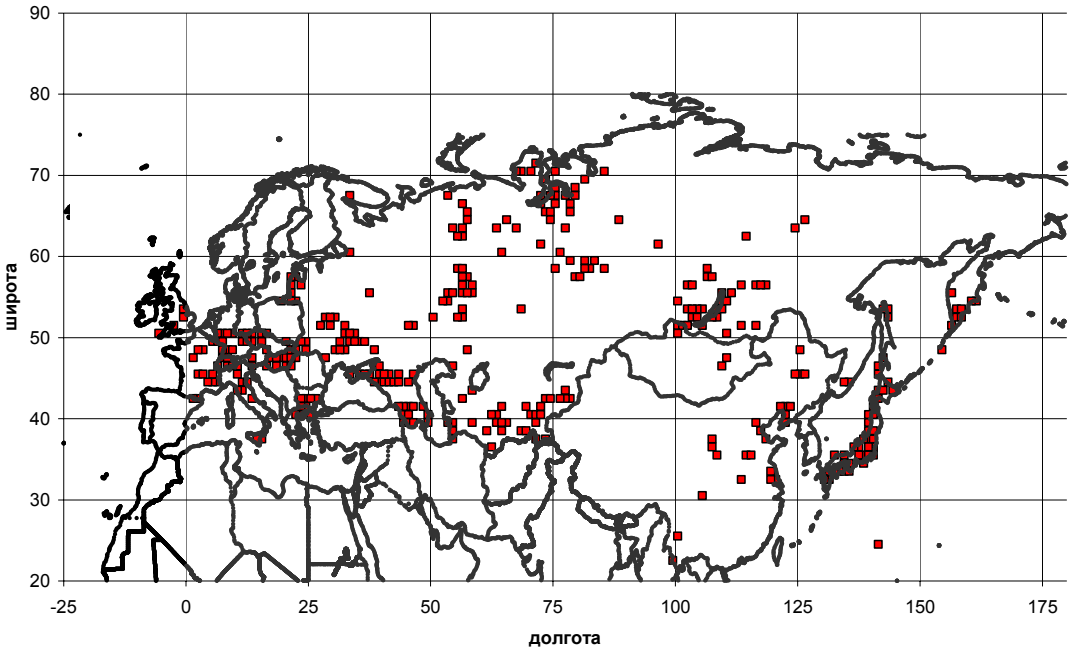

Рис.1. Карта Северной Евразии с квадрантами, содержащими значения параметров q и R

Таблица 1

Характеристика использованного материала

Эпохи складчатости (тектоно - магматической активизации)	Возраст, млн. лет	Число изученных 1°×1° квадрантов	$\frac{q_{мин} - q_{макс}}{q_{ср}}$	$\frac{R_{мин}*10^{-8} - R_{макс}*10^{-8}}{R_{ср}*10^{-8}}$
Тортон	>10	35	155 -27 / 83	943 - 22 / 527
Поздний кайнозой (плиоцен)	10 - 20	40	96 -30 / 69	868 - 5 / 173
Средний кайнозой (олигоцен, миоцен)	20 - 40	76	157 - 25 / 69	981 - 1 / 185
Ранний кайнозой (палеоцен, эоцен)	40 - 58	8	100 - 44 / 69	260 - 4 / 95
Поздний мезозой (меловая эпоха)	58 - 120	7	96 - 42 / 65	268 - 10 / 99
Средний мезозой (юрская эпоха)	120 - 200	19	94 - 38 / 67	76- 1 / 16.27
Ранний мезозой (триасовая эпоха)	200 - 248	42	134 - 65 / 66	169 - 2 / 25
Пермская эпоха	248 - 295	19	89 - 28 / 54	210 - 1.10 / 31
Поздний палеозой (позднекаменноугольная эпоха)	295 - 320	11	70 - 31 / 31	114 - 1 / 24
Поздний палеозой (раннекаменноугольная и среднекаменноугольная эпохи)	320 - 360	9	118 - 38 / 67	182- 3 / 32
Средний палеозой (девон)	360 - 410	44	79 - 26 / 53	139 - 1 / 7.64
Ранний палеозой	410 - 550	4	75 - 44 / 53	5- 8 / 6
Поздний рифей-венд	550 - 600	11	79 -30 / 55	51 -1 / 15
Поздний рифей	600 - 800	11	52 -27 / 40	17 - 1 / 5.27
Средний рифей	800-1000	7	80 - 44 / 64	52 - 1 / 12
Ранний рифей	1000-1200	3	51 - 39 / 46	130- 7 / 9.72
Свекофенская эпоха	1200-1800	4	74 -33 / 51	9 - 2 / 6.07
Поздний протерозой	1800-2000	4	111- 39 / 62	13 - 4 / 8
Карельская эпоха (ранний и средний протерозой)	2000-2600	2	46 -40 / 43	1.04-0.45 / 0.74
Архей	2600-3100	2	107 -30 / 67	0.97 -0.25 / 0.61

2. Методы анализа и их результаты

Вопрос о существовании статистически достоверной зависимости между случайными величинами, ее выявление и оценка по эмпирической информации при кажущейся очевидности представляет собой довольно сложную математическую задачу. Существует разнообразный арсенал методов, направленных на решение проблемы: корреляционный анализ, факторный анализ, регрессионный анализ и др. В данном случае для исследования имеющихся геотермических и изотопно-гелиевых данных используется корреляционный анализ, который заключается в вычислении и анализе оценок парной и частной корреляции, а также метод главных компонент. Преимуществами данного подхода являются наличие статистических критериев, позволяющих судить о значимости получаемой оценки.

2.1 Парная корреляция

Для определения степени тесноты связи между рассматриваемыми признаками используется выборочный коэффициент корреляции.

Оценка выборочного коэффициента корреляции может быть получена из выражения [*Бочаров П.П., Печинкин А.В.*, 1998]:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i \cdot y_i - \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n} x_i \cdot \sum_{i=1}^{n} y_i}{\left[\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right)^2\right] \cdot \left[\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - \frac{1}{n} \cdot \left(\sum_{i=1}^{n} y_i\right)^2\right]},$$

где $\{x_i\}$, $\{y_i\}$ - попарно связанные выборки значений наблюдаемых величин, n - число наблюдений.

Оценка коэффициента корреляции, вычисленная по ограниченной выборке, практически всегда отличается от нуля. Но из этого еще не следует, что коэффициент корреляции генеральной совокупности также отличен от нуля. Требуется оценить значимость выборочной величины коэффициента или, в соответствии с постановкой задач проверки статистических гипотез, проверить гипотезу о равенстве нулю коэффициента выборочной корреляции.

Сформулируем задачу в терминах основной и конкурирующих гипотез:

$$H_0: r=0$$

Против альтернативы:

$$H_0: r \neq 0$$

Если гипотеза H_0 о равенстве нулю коэффициента корреляции генеральной совокупности будет отвергнута, то выборочный коэффициент значим, а соответствующие величины связаны линейным соотношением. Если гипотеза H_0 будет принята, то оценка коэффициента не значима, и величины линейно не связаны друг с другом (если по физическим соображениям факторы могут быть связаны, то лучше говорить о том, что по имеющимся эмпирическим данным эта взаимосвязь не установлена).

Проверка гипотезы H_0 о равенстве нулю коэффициента парной корреляции генеральной совокупности при большом объеме выборки (более 20 элементов), а также возможность применения линейной модели для описания зависимости признаков проводится с использованием отношение коэффициента корреляции r к его среднеквадратической ошибке σ_r [*Ефимова М.Р., Ганченко О.И., Петрова Е.В.,* 2001]:

$$t = \frac{|r|}{\sigma_r} \qquad (1)$$

где

$$\sigma_r = \frac{1-r^2}{\sqrt{n-1}}$$

Если отношение (1) окажется меньше критического значения t-критерия Стъюдента $t_{(q,k)}$, определяемого при числе степеней свободы $k=n-2$ и уровнем значимости q, принятого нами

равным 0.05, то принимается гипотеза H_0,. В противном случае гипотеза H_0 отвергается, и, следовательно, рассматриваемые признаки $\{x_i\}$ и $\{y_i\}$ зависимы и эта зависимость может быть аппроксимирована с помощью линейной функции.

При проверке существенности связи необходимо учитывать, что таблицы критических значений $t_{(q,n-2)}$ могут быть использованы из предпосылки нормального распределения рассматриваемых признаков. Однако многочисленными исследованиями доказано, что при достаточно большом объеме выборочной совокупности (обычно уже при n>20) эта предпосылка уже не играет роли [*Чекотовский Э.В.*, 2000г.].

Таблица 2

Матрица корреляционных отношений величин *R*, *q* и *t* в Евразии

Параметры	$R\times10^{-8}$	q , мВт/м^2	*t*, млн. лет
$R\times10^{-8}$	1	0.42	- 0.33
q , мВт/м^2	0.42	1	- 0.26
t,млн. лет	- 0.33	- 0.26	1

В нашем случае $r(R,q)$=0.42; $r(R,t)$=-0.33; $r(R,q)$=-0.26; $t_{(0.05,358-2)}$=1.96.

При этом $t_{(R,q)}$=9.62, $t_{(R,q)}$=6.99 и $t_{(R,q)}$=5.36. Как видно из табл. 2, все полученные отношения больше критического значения критерия и, следовательно, коэффициенты корреляции между рассматриваемыми величинами R, q и t значимы и данная зависимость может быть аппроксимирована с помощью линейной связи.

2.2. Частные коэффициенты корреляции

При анализе множественных статистических связей выявление "истинных" зависимостей, "очищенных" от влияния других переменных, затруднено. Оценка "чистых" зависимостей возможна при помощи выборочных коэффициентов частной корреляции или, другими словами, частных коэффициентов корреляции.

Частные коэффициенты корреляции позволяют установить степень тесноты связи между результативным признаком и каждым из факторных признаков при исключении искажающего влияния других факторных признаков. Следовательно, коэффициенты, частные корреляции отражают степень "чистого" влияния факторного признака на результативный признак. Для их расчета обычно используются парные коэффициенты корреляции.

В случае анализа частных коэффициентов корреляции для трех выборок (как в нашем случае) используется следующая формула [*Бондаренко В.Н., Коган Р.И., Чолакян П.Г.* , 1984.]:

$$r_{yx_1(x_2)} = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} \cdot r_{x_1x_2}}{\sqrt{(1-r_{yx_2}^2)(1-r_{x_1x_2}^2)}} \qquad (2)$$

где частный $r_{yx_1(x_2)}$ - коэффициент корреляции между результативным признаком y и фактором x_1 при элиминировании (исключении искажающего влияния) признака x_2.

В нашем случае приходим к следующим результатам:

$r_{qR(t)}$= 0.38
$r_{qt(R)}$ = -0.28
$r_{Rt(q)}$=-0.15

С помощью формулы (2) получаем: $t_{(qR(t))}$=8.39, $t_{(qt(R))}$=5.74 и $t_{(Rt(q))}$=2.89. Все полученные отношения больше критического значения критерия $t_{(0.05,358-2)}$=1.97 и, следовательно, рассматриваемые частные коэффициенты корреляции также значимы.

Анализируя частные коэффициенты корреляции, приходим к выводу, что наиболее сильная связь между изучаемыми признаками возникает при элиминировании признака *t*, и ослабляется при элиминировании признаков *q* и *R*. То есть величины *R* и *q* в большей степени объясняются вариациями величины *t*.

3. Факторный анализ (метод главных компонент)

При исследовании многомерных совокупностей в геологии в настоящее время широко применяется одна из разновидностей факторного анализа - метод главных компонент. Целью факторного анализа является сведение большого числа наблюдаемых переменных к меньшему числу независимых величин. Метод же главных компонент позволяет количественно определить роль каждого элемента (фактора) в общей вариации компонент, Обычно метод главных компонент применяют [*Колемаев В.А., Калинина В.Н., 2001*] к анализу корреляционной матрицы, приведенной в таблице 2:

$$A: \begin{pmatrix} 1 & 0.42 & -0.33 \\ 0.42 & 1 & -0.26 \\ -0.33 & -0.26 & 1 \end{pmatrix} \qquad (3)$$

Собственные числа и собственные векторы матрицы определяются из уравнения

$$Al = \lambda l, \qquad \text{или} \qquad (A - \lambda E_m)l = 0, \qquad (4)$$

В уравнении (4) E_m - единичная матрица.

Однородная система уравнений (4) имеет ненулевое решение, если ее определитель равен нулю:

$$\left|B - \lambda E_m\right| = 0 \qquad (5)$$

Уравнение (5) является характеристическим уравнением *m*-ой степени относительно λ, поэтому имеет *m* решений $\lambda_1, \ldots, \lambda_m$ - собственных чисел матрицы *B*.

Решение уравнения (5) достигается стандартными методами. В данном случае для решения этой задачи автором использовался пакет символьных вычислений "Maple 9"[*Прохоров Г.В., Леденев М.А., Колбеев В.В.*, 1997].

Для определения ведущих факторов, определяющих наблюдаемые связи между параметрами *q*, *R* и *t*, применим метод главных компонент к рассматриваемым данным. Применяя формулу (5) к корреляционной матрице *A* (3), получим следующее характеристическое уравнение:

$$\lambda^3 - 3\lambda^2 + 2.647\lambda - 0.719 = 0 \qquad (6)$$

Характеристическое уравнение (6) является уравнением 3-ей степени относительно λ, поэтому имеет 3 решения λ_1, λ_2, λ_3 - собственных чисел матрицы, которые равны соответственно 0.57, 0.75 и 1.68. Весовая нагрузка собственных значений (или искомых компонент) распределяется следующим образом: 19%, 25% и 56% соответственно для показателей *R, q* и *t*, то есть вариация последней компоненты объясняет большую часть общей вариации.

Заключение

Таким образом, переменная *t* - возраст тектономагматической активности - объясняет 56% общих вариаций в исследованной совокупности (*R, q, t),* т.е. играет определяющую роль в наблюдаемых вариациях *q* и *R*. Этот вывод согласуется с результатами, полученными с помощью частных коэффициентов корреляции, а также с общегеологическими аргументами в пользу функционального (генетического) характера связей (*q,t)* и *(R,t)* и коррелятивного (парагенетического) характера связи (*R,q*).

Взаимосвязанные изменения величин *q* и *R*, согласующиеся в общем случае с возрастом гранитно-метаморфического слоя, свидетельствуют о том, что именно они - геофизическое и геохимическое следствия процесса становления и эволюции коры материков.

Литература

Бондаренко В.Н. Статистические методы изучения вулканогенных комплексов. М: Недра, 1967. С. 135.

Бондаренко В.Н. Статистические методы решения некоторых задач геологии. М: Недра, 1970.С. 246.

Бондаренко В.Н., Коган Р.И., Чолакян П.Г. Методические рекомендации по первичной математической обработке данных при геохимических поисках месторождений. М.: Институт минералогии, геохимии кристаллохимии редких элементов, 1984. С.125.

Бочаров П.П., Печинкин А.В. Теория вероятностей. Математическая статистика. М.: Гардарика, 1998. С.327.

Ефимова М.Р., Ганченко О.И., Петрова Е.В. Практикум по общей теории статистики. М.: Финансы и статистика, 2001.С. 278.

Карта планетарного теплового потока [ред. *Подгорных, Хуторской*, 1997]

Карта фундамента Восточно-Европейской и Западно-Европейской платформ, 1:10000000 [редакторы *Богданова С.В., Горбачев Р.М., Брежнев В.Д.*], 1996.

Колемаев В.А., Калинина В.Н. Теория вероятностей и математическая статистика. М.:ИНФРА-М, 2001. С. 302.

Лутков Р.И., Бондаренко В.Н. Математические модели зависимости геологических объектов. М.: Наука, 1989.С.120.

*Международная тектоническая карта Европы,*1996, *Деркур Ж., Буисс Ф.,Обуэн Ж.*

Миллер Р., Кан Д. Статистический анализ в геологических науках. М.: Мир, 1965. С.482.

Поляк Б.Г. Тепломассопоток из мантии в главных структурах земной коры. М.: Наука, 1988 С.192.

Поляк Б.Г., Смирнов Я.Б. Тепловой поток на континентах // *Доклады АН СССР*, 1966, т.168, № 1. С.170-172.

Поляк Б.Г., Смирнов Я.Б. Связь глубинного теплового потока с тектоническим строением континентов // *Геотектоника*, 1968, № 4. С. 3-19.

Поляк Б.Г., Толстихин И.Н., Якуцени В.П. Изотопный состав гелия и тепловой поток - геохимический и геофизический аспекты тектогенеза // *Геотектоника*, 1979, № 5. С.3-23

Прохоров Г.В., Леденев М.А., Колбеев В.В. Пакет символьных вычислений Maple V. М.: Компания "Петит", 1997. С. 195.

Родионов Д.А. Статистические методы разграничения геологических объектов по комплексу признаков. М: Недра, 1968. С.158.

Чекотовский Э.В. Графический анализ статистических данных в Microsoft Excel 2000. М,С-П, Киев: Компьютерное издательство “Диалектика”,2000. С.462.

Тектоническая карта Евразии м-ба 1:5 000 000 (гл. ред. Яншин А.Л.), М.: АН СССР-ГУГК СМ СССР.

Хуторской М.Д. Введение в геотермию. М.: Издательство Российского университета дружбы народов, 1996. С.156.

Polak B.G., Kononov V.I., Tolstikhin I.N., Mamyrin B.A., Khabarin L.V. Helium isotopes in thermal fluids // *Publications of Intern. Ass. Hydrol. Sci. (IAHS)*, 1976, no. 119. P. 17-33.

Vitorello I. and Pollack H. On the variation of continental heat flow with age and thermal evolution of continents // *J. Geophys. Res.*, 1980, vol.85. P. 983-995.

Сведения об авторах

Тевелева Елена Александровна - младший научный сотрудник лаборатории тепломассопереноса Геологического института РАН. В 1990г. окончила Московский институт электронного машиностроения. Область научных интересов: геофизика, геоинформатика, корреляция геофизических полей, создание СУБД. Тел: +7(095) 230-81-53, факс: +7(095) 951-04-43, e-mail: teveleva@ginras.ru

Поляк Борис Григорьевич - главный научный сотрудник лаборатории тепломассопереноса Геологического института РАН, доктор г.-м. наук. В 1957 окончил Московский геологоразведочный институт. Область научных интересов: геотермия, изотопная геохимия, геодинамика, вулканология. Автор более 250 статей и монографий. Тел: +7 (095)230-83-41, факс: +7(095) 951-04-43, e-mail: polyak@ginras.ru

Хуторской Михаил Давыдович - заместитель директора, зав. лаборатории тепломассопереноса Геологического института РАН, доктор г.-м. наук, профессор. В 1970 окончил Московский государственный университет. Область научных интересов: геотермия, геодинамика, моделирование геофизических процессов, геоинформационные системы. Автор более 170 статей и монографий. Тел: +7(095) 230-83-43, факс+7(095) 951-04-43, e-mail: mkhutorskoy@ginras.ru