

## Начальные распределения для задачи двух тел

### Точные формулы для двухатомной системы

Рассмотрим вектор, соединяющий центры атомов. Обозначим  $\mathbf{r}$  его координаты в лабораторной системе координат,  $\mathbf{R}$  – в молекулярной системе координат. Производные  $\dot{\mathbf{r}}$  и  $\dot{\mathbf{R}}$  связаны при помощи матрицы эйлеровых углов  $\mathbb{S}$  и угловой скорости  $\boldsymbol{\Omega}$ :

$$\dot{\mathbf{r}} = \mathbb{S}^{-1} \left( \dot{\mathbf{R}} + [\boldsymbol{\Omega} \times \mathbf{R}] \right). \quad (1)$$

Пусть атомы в молекулярной системе координат расположены на оси  $Z$ , в таком случае правая часть выражения (1) превращается в

$$\begin{aligned} \dot{\mathbf{r}} &= \mathbb{S}^{-1} \left\{ \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \dot{R} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Omega_y R \\ -\Omega_x R \\ 0 \end{bmatrix} \right\} \\ \mathbb{S} \dot{\mathbf{r}} &= \begin{bmatrix} \Omega_y R \\ -\Omega_x R \\ \dot{R} \end{bmatrix}. \end{aligned} \quad (2)$$

Лагранжиан в молекулярной системе координат имеет следующий вид:

$$\mathcal{L} = \frac{1}{2} \mu \dot{R}^2 + \frac{1}{2} \boldsymbol{\Omega}^\top \begin{bmatrix} \mu R^2 & 0 & 0 \\ 0 & \mu R^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \boldsymbol{\Omega} - U$$

Используя теорему Донкина, находим связь гамильтоновых переменных  $\mathbf{J}$  и  $\mathbf{p} = [p_R]$  с лагранжевыми переменными  $\boldsymbol{\Omega}$  и  $\mathbf{q} = [R]$ :

$$\begin{aligned} \mathbf{J} &= \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \boldsymbol{\Omega}} = \mathbb{I} \boldsymbol{\Omega} \\ \mathbf{p} &= \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \dot{\mathbf{q}}} = \mathbf{a} \dot{\mathbf{q}} \end{aligned} \quad \Rightarrow \quad \begin{aligned} J_x &= \mu R^2 \Omega_x \\ J_y &= \mu R^2 \Omega_y \\ p_R &= \mu \dot{R} \end{aligned} \quad (3)$$

Выкладка в приложении А показывает, что каждая компонента  $\dot{\mathbf{r}}$  имеет нормальное распределение  $\dot{\mathbf{r}} \sim \mathcal{N} \left( \mu = 0, \sigma^2 = \frac{kT}{\mu} \right)$ .

“Экспериментально” проверено, что действие равномерно распределенной матрицы поворота  $\mathbb{S}$  на  $\dot{\mathbf{r}}$  не приводит к изменению распределения  $\dot{\mathbf{r}}$ . Это интуитивно понятно, но строгого доказательства пока нет. Используем этот “экспериментальный” факт для получения точных распределений для переменных  $J_x$ ,  $J_y$  и  $p_R$ :

$$\begin{aligned} \mathbb{S} \dot{\mathbf{r}} \sim \dot{\mathbf{r}} \sim \begin{bmatrix} \Omega_y R \\ -\Omega_x R \\ \dot{R} \end{bmatrix} &\Rightarrow \begin{aligned} \Omega_x R &\sim \mathcal{N} \left( 0, \frac{kT}{\mu} \right) \\ \Omega_y R &\sim \mathcal{N} \left( 0, \frac{kT}{\mu} \right) \\ \dot{R} &\sim \mathcal{N} \left( 0, \frac{kT}{\mu} \right) \end{aligned} \Rightarrow \begin{aligned} J_x &\sim \mu \Omega_x R^2 \sim \mathcal{N} (0, kT \mu R^2) \\ J_y &\sim \mu \Omega_y R^2 \sim \mathcal{N} (0, kT \mu R^2) \\ p_R &\sim \mu \dot{R} \sim \mathcal{N} (0, kT \mu) \end{aligned} \end{aligned} \quad (4)$$

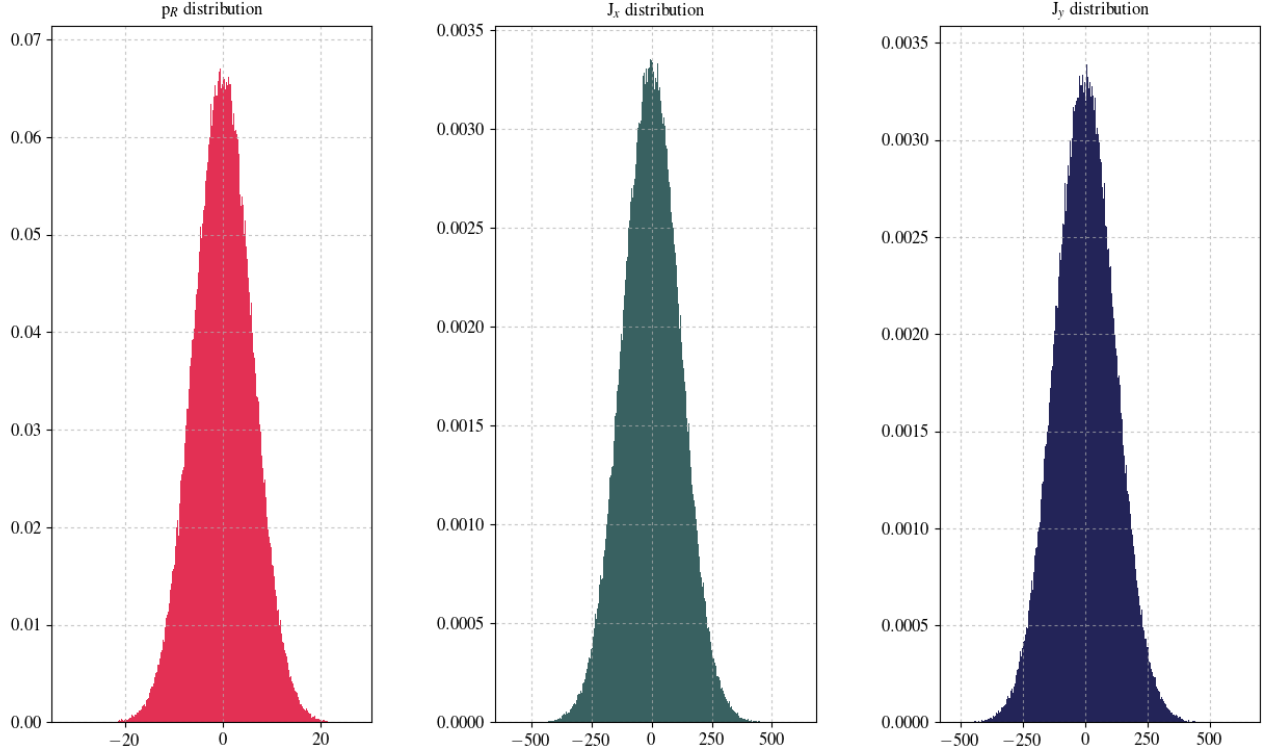


Рис. 1: Распределения переменных  $p_R$ ,  $J_x$ ,  $J_y$  для двух атомов с массами  $m_{Ar}$  и  $m_{CO_2}$  при  $T = 300K$ , 500.000 точек.

```

1 #include <iostream>
2 #include <random>
3
4 using namespace std;
5
6 // boltzmann constant
7 const double BOLTZCONST = 1.38064e-23;
8 // dalton to kg
9 const double DALTON = 1.660539e-27;
10 // atomic length unit to m
11 const double ALU = 5.29177e-11;
12
13 // reduced mass of ar and co2 = m(ar) * m(co2) / (m(ar) + m(co2)) in kg
14 const double MU = 20.952 * DALTON;
15
16 // planck constant
17 const double HBAR = 1.0545718e-34;
18
19 const double temperature = 300;
20
21 // distance between atoms
22 const double RDIST = 20.0;
23
24 // a Mersenne Twister pseudo-random generator of 32-bit numbers with a state size
  // of 19937 bits
25 static thread_local mt19937 generator;

```

```

26
27 double nextGaussian( const double &mean, const double &sigma )
28 {
29     normal_distribution<double> d( mean, sigma );
30     return d( generator );
31 }
32
33 int main( int argc, char* argv[] )
34 {
35     int n = atoi( argv[1] );
36
37     for ( int i = 0; i < n; i++ )
38     {
39         double jx = nextGaussian( 0, RDIST * ALU * sqrt(BOLTZCONST * temperature * MU )
40             ) / HBAR;
41         double jy = nextGaussian( 0, RDIST * ALU * sqrt(BOLTZCONST * temperature * MU )
42             ) / HBAR;
43         double pR = nextGaussian( 0, sqrt(BOLTZCONST * temperature * MU)) / HBAR * ALU;
44
45         cout << jx << "  " << jy << "  " << pR << endl;
46     }
47     return 0;

```

Пример программы на C++ для генерации значений  $J_x$ ,  $J_y$  и  $p_R$  по точным распределениям (4).

### *Равномерно распределенные матрицы поворота*

Следующий алгоритм к получению равномерно распределенных матриц поворота состоит из двух шагов:

1. равномерно распределенный поворот вокруг оси  $OZ$
2. поворот, приводящий к равномерному на сфере положению северного полюса

Первый шаг осуществить легко; пусть случайная величина  $x_1$  равномерно распределена на отрезке  $[0, 1]$ , тогда матрица  $R$  осуществляет равномерно распределенный поворот вокруг оси  $OZ$

$$R = \begin{bmatrix} \cos(2\pi x_1) & \sin(2\pi x_1) & 0 \\ -\sin(2\pi x_1) & \cos(2\pi x_1) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Второй шаг может быть выполнен при помощи *преобразования Хаусхолдера* (Householder transform). Точка  $z = (0, 0, 1)$  может быть перенесена в любую точку сферы при помощи отражения относительно плоскости, перпендикулярной вектору  $\bar{z}p$  и проходящей через центр координат  $O$ . Такое отражение описывается *Хаусхолдеровской матрицей*

$$H = 1 - 2vv^\top,$$

где  $v$  – единичный вектор, параллельный  $\bar{z}p$ . Взяв комбинацию хаусхолдеровского отражения и инверсии мы получим поворот, т.к. детерминант такого преобразования будет равен  $\det(\cdot) =$

+1 (матрица преобразования будет равна  $-H$ ). Таким образом, искомая матрица поворота равна

$$M = -HR$$

Матрица поворота  $M$  будет равномерно распределена внутри  $SO(3)$ , если  $H$  равномерно преобразует Северный полюс в любую точку на сфере, а  $R$  описывает равномерный поворот вокруг  $OZ$ . Оператор  $H$  будет удовлетворять поставленному условию, если мы возьмем

$$v = \begin{bmatrix} \cos(2\pi x_2) \sqrt{x_3} \\ \sin(2\pi x_2) \sqrt{x_3} \\ \sqrt{1-x_3} \end{bmatrix},$$

где  $x_2, x_3$  – равномерно распределены на  $[0, 1]$ . В таком случае матрица  $H$  принимает следующий вид

$$H = 1 - 2vv^T = \begin{bmatrix} 1 - 2\cos^2(2\pi x_2)x_3 & -2\sin(2\pi x_2)\cos(2\pi x_2)x_3 & -2\cos(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} \\ -2\sin(2\pi x_2)\cos(2\pi x_2)x_3 & 1 - 2\sin^2(2\pi x_2)x_3 & -2\sin(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} \\ -2\cos(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} & -2\sin(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} & 2x_3 - 1 \end{bmatrix}$$

Действие  $H$  на вектор  $z$  приводит к вектору  $p$ , компоненты которого равны

$$p = Hz = (1 - 2vv^T) \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -2\cos(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} \\ -2\sin(2\pi x_2)\sqrt{x_3(1-x_3)} \\ 2x_3 - 1 \end{bmatrix}$$

Заметим, что если положить  $\sin \phi = -2\sqrt{x_3(1-x_3)}$ , то тогда  $\cos \phi = 2x_3 - 1$ . Действительно,

$$\sin^2 \phi + \cos^2 \phi = \left[-2\sqrt{x_3(1-x_3)}\right]^2 + [2x_3 - 1]^2 = 1$$

То есть, вектор  $p$  может быть представлен в следующей форме

$$p = \begin{bmatrix} \cos(2\pi x_2) \sin \phi \\ \sin(2\pi x_2) \sin \phi \\ \cos \phi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(2\pi x_2) \sqrt{z} \\ \sin(2\pi x_2) \sqrt{z} \\ \sqrt{1-z} \end{bmatrix}.$$

Следовательно  $p$  равномерно распределен на сфере, т.к. азимутальный угол и косинус полярного угла  $\cos \phi = 2x_3 - 1$  распределены равномерно на  $[-1, 1]$ . Для упрощения компонент вектора переобозначим  $\sqrt{z} = \sqrt{x_3(1-x_3)}$ ,  $\sqrt{1-z} = 2x_3 - 1$ . Итак, схема алгоритма представлена ниже.

```

1 #include <iostream>
2 #include <random>
3 #include <Eigen/Dense>
4
5 using namespace std;
6 using namespace Eigen;
7
8 //a Mersenne Twister pseudo random generator of 32 bit numbers with a state
  size of 19937 bits

```

**Algorithm 1** Scheme of [3]

- 
- 1:  $x_1, x_2, x_3 \leftarrow$  3 random variables uniformly distributed over  $[0, 1]$
  - 2: Pick a rotation about the pole:  $\theta \leftarrow 2\pi x_1$
  - 3: Pick a direction to deflect the pole:  $\phi \leftarrow 2\pi x_2$
  - 4: Pick the amount of pole deflection:  $z \leftarrow x_3$ .
  - 5: Construct a vector to perform the reflection:  $v = \begin{bmatrix} \cos \phi \sqrt{z} \\ \sin \phi \sqrt{z} \\ \sqrt{1-z} \end{bmatrix}$
  - 6: Construct the rotation matrix by combining two simple rotations: first rotate about the  $Z$ -axis, then rotate the  $Z$ -axis to a random orientation:  $M \leftarrow (2vv^\top - 1) \begin{bmatrix} \cos \theta & \sin \theta & 0 \\ -\sin \theta & \cos \theta & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$ .
- 

```

9  random_device rd;
10 mt19937 eng( rd() );
11 uniform_real_distribution<double> distr( 0.0, 1.0);
12
13 void rotationMatrix( Matrix3d &m )
14 {
15     double theta = 2 * M_PI * distr( eng ); // a rotation about the pole
16     double phi = 2 * M_PI * distr( eng ); // a direction to deflect the pole
17     double z = distr( eng ); // the amount of pole deflection
18     double sz = sqrt( z );
19
20     // a vector to perform the reflection
21     Vector3d v ( cos(phi) * sz, sin(phi) * sz, sqrt(1 - z) );
22     // the Householder matrix
23     Matrix3d s = 2 * v * v.transpose() - Matrix<double, 3, 3>::Identity();
24
25     Matrix3d r;
26     r << cos(theta), sin(theta), 0,
27     -sin(theta), cos(theta), 0,
28     0, 0, 1;
29
30     m = s * r;
31 }
32
33 int main( int argc, char* argv[] )
34 {
35     int n = atoi( argv[1] );
36
37     // initial vector
38     Vector3d v ( 0.0, 0.0, 1.0 );
39     // resulting vector
40     Vector3d r;
41
42     for ( int i = 0; i < n; i++ )
43     {
44         // filling rotation matrix
45         Matrix3d m;
46         rotationMatrix( m );
47
48         // performing a random rotation of OZ-vector

```

```

49   r = m * v;
50
51   // displaying the components of resulting vector
52   cout << r(0) << "_" << r(1) << "_" << r(2) << endl;
53 }
54
55 return 0;
56 }

```

Пример программы на C++ с применением библиотеки линейной алгебры *Eigen*. Программа принимает на вход количество рассчитываемых векторов  $n$ . Внутри главного цикла генерируется по описанному алгоритму случайная матрица поворота и применяется для поворота вектора  $v = [0, 0, 1]$ . На выходе получаем  $n$  равномерно распределенных на сфере векторов.

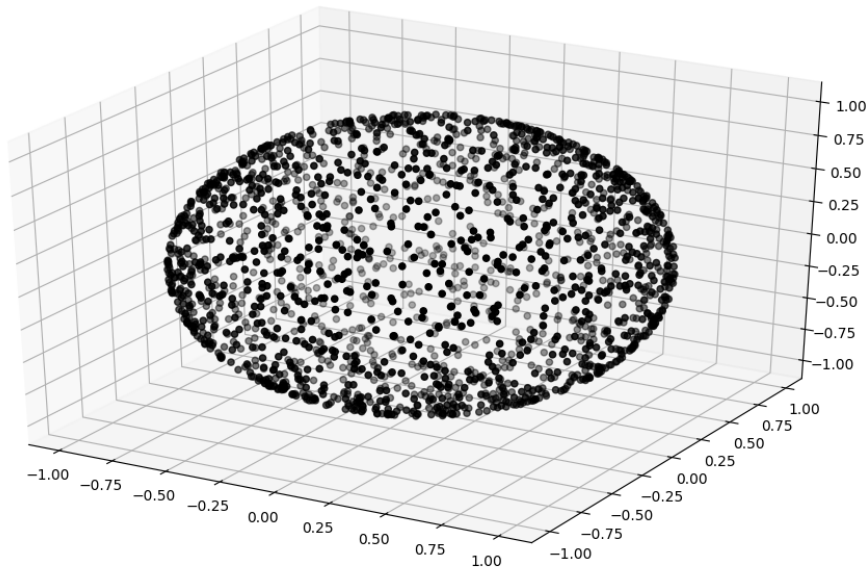


Рис. 2: Пример равномерно распределенных на сфере точек, полученных в результате приведенной выше программы. 2000 точек.

### *MCMC-sampling*

Предположим мы генерируем последовательность случайных величин,  $\{X_0, X_1, X_2, \dots\}$ , такую что в каждый момент  $t \geq 0$  следующее состояние  $X_{t+1}$  выбирается исходя из распределения  $P(X_{t+1}|X_t)$ , которое зависит от текущего состояния  $X_t$ , но не от предыдущего набора состояний  $\{X_0, X_1, X_2, \dots, X_{t-1}\}$ . То есть, состояние  $X_{t+1}$  определяется исключительно предыдущим  $X_t$ . Такая последовательность состояний называется *цепью Маркова*.

Рассмотрим алгоритм Метрополиса-Гастингса, позволяющий получать последовательность

точек – элементов Марковской цепи – распределенную согласно заданной плотности вероятности  $\pi(\cdot)$ .

---

**Algorithm 2** Scheme of Metropolis-Hastings algorithm from [1]
 

---

```

Initialize  $x^{(0)} \sim q(x)$ 
2: for iteration  $i = 1, 2, \dots$  do
    Propose:  $x^{cand} \sim q(x^{(i)}|x^{(i-1)})$ 
4:   Acceptance probability:
        $\alpha(x^{cand}|x^{(i-1)}) = \min \left\{ 1, \frac{q(x^{(i-1)}|x^{cand})\pi(x^{cand})}{q(x^{cand}|x^{(i-1)})\pi(x^{(i-1)})} \right\}$ 
6:    $u \sim \text{Uniform}(0, 1)$ 
       if  $u < \alpha$  then
8:     Accept the proposal:  $x^{(i)} \leftarrow x^{cand}$ 
       else
10:    Reject the proposal:  $x^{(i)} \leftarrow x^{(i-1)}$ 
       end if
12: end for
```

---

Первым шагом алгоритма является выбор случайной точки (эта величина выбирается определенным образом на основе распределения; я же выбирал ее совершенно случайным образом, но так, чтобы она не оказалась в какой-то физически маловероятной области). Следующий за ним главный цикл алгоритма состоит из трех частей: (1) Получать следующую точку ("кандидата")  $x^{cand}$  исходя из вспомогательного распределения  $q(x^{(i)}|x^{(i-1)})$ ; (2) Рассчитать вероятность перехода в новую точку  $\alpha(x^{cand}|x^{(i-1)})$ , основываясь на распределении  $q$  и функции распределения  $\pi$ ; (3) Принять новую точку с вероятностью  $\alpha$ .

Обратим внимание на то, что точка, полученная исходя из вспомогательного распределения  $q(\cdot)$ , принимается не всегда, а лишь с вероятностью  $\alpha(\cdot)$ . Рассматривают вспомогательные распределения двух классов – симметричные и асимметричные. Симметричным называется распределение, удовлетворяющее следующему соотношению

$$q(x^{(i)}|x^{(i-1)}) = q(x^{(i-1)}|x^{(i)})$$

К часто используемым симметричным распределениям относятся гауссово и равномерное распределения. В качестве примера рассмотрим вспомогательное распределение Гаусса:

$$x^{cand} = x^{(i-1)} + \text{Normal}(0, \sigma)$$

Понятно, что  $\text{Normal}(x^{cand} - x^{(i-1)}; 0, \sigma) = \text{Normal}(x^{(i-1)} - x^{cand}; 0, \sigma)$ , то есть Гауссово распределение в действительности задает симметричное вспомогательное распределение. Среднеквадратичное отклонение  $\sigma$  является параметром модели. Значение этого параметра будет определять динамику Марковской цепи в рассматриваемом пространстве.

В случае симметричных вспомогательных распределений выражение для вероятности выбора новой точки  $\alpha(\cdot)$  существенно упрощается:

$$\alpha(x^{cand}|x^{(i-1)}) = \min \left\{ 1, \frac{\pi(x^{cand})}{\pi(x^{(i-1)})} \right\}$$

Заметим, что если плотность вероятности (точнее говоря, величина, пропорциональная плотности вероятности) в новой точке  $\pi(x^{cand})$  больше, чем плотность вероятности в текущей

$\pi(x^{(i-1)})$ , то их отношение будет больше 1, а значит вероятность перехода в новую точку будет равна 1:  $\alpha(x^{cand}|x^{(i-1)}) = 1$ . Другими словами, если новая точка выбрана таким образом, что плотность вероятности в ней больше, чем в текущей, то в нее осуществляется переход. Устройство алгоритма таково, что Марковская цепь "склонна" посещать те точки пространства, в которых моделируемая плотность вероятности выше. Однако, если новая точка была выбрана таким образом, что плотность вероятности в ней меньше, чем в текущей, то тогда вероятность перейти в нее будет определяться отношением плотностей вероятности:

$$\alpha(x^{cand}|x^{(i-1)}) = \frac{\pi(x^{cand})}{\pi(x^{(i-1)})}$$

То есть, если вероятность в новой точке будет мала по сравнению с текущей, то и переход в нее будет маловероятен.

Вид вероятности перехода в новую точку из текущей определяется *условием детального баланса* [2]. Последнее гарантирует, что полученная Марковская цепь в действительности будет удовлетворять заданной плотности вероятности.



**Литература**

1. Yildirim I. Bayesian Inference: Metropolis-Hastings Sampling. MIT Online Library
2. Gilks, W.R., Richardson, S., & Spiegelhalter, D.J. (1996). *Markov Chain Monte Carlo in Practice*. London: Chapman and Hall.
3. D. Kirk. Graphics Gems III. III. 4. Fast random rotation matrices.

---

# Appendices

## Приложение А. Распределения в лабораторной системе координат

Воспользуемся следующими двумя выводами из теории вероятностей:

1. Пусть случайная величина  $\xi$  распределена с плотностью  $f_\xi(x)$ . Тогда случайная величина  $\eta = a\xi + b$  распределена с плотностью

$$f_\eta(x) = \frac{1}{|a|} f_\xi\left(\frac{x-b}{a}\right)$$

2. Если две независимые случайные величины  $X$  и  $Y$  распределены с плотностями  $X \sim f_1(x)$  и  $Y \sim f_2(x)$  соответственно, то случайная величина  $Z = X + Y$  распределена с плотностью

$$g(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) f_2(z-x) dx$$

Т.к. вектор  $\mathbf{r} = \mathbf{r}_1 - \mathbf{r}_2$  равен разнице радиус-векторов двух атомов  $\mathbf{r}_1$  и  $\mathbf{r}_2$  в лабораторной системе координат соответственно, то  $\dot{\mathbf{r}} = \dot{\mathbf{r}}_1 - \dot{\mathbf{r}}_2$ . Используя п.1 и п.2 получим распределение для компонент  $\mathbf{r}$ :

$$\begin{cases} \dot{\mathbf{r}}_{1x} \sim f_1(x) = \sqrt{\frac{m_1}{2\pi kT}} \exp\left(-\frac{m_1 x^2}{2kT}\right) \\ -\dot{\mathbf{r}}_{2x} \sim f_2(x) = \sqrt{\frac{m_2}{2\pi kT}} \exp\left(-\frac{m_2 x^2}{2kT}\right) \end{cases}$$
$$\dot{\mathbf{r}}_x \sim \int_{-\infty}^{+\infty} f_1(x) f_2(z-x) dx = \frac{\sqrt{m_1 m_2}}{2\pi kT} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{m_1 x^2}{2kT}\right) \exp\left(-\frac{m_2 (z-x)^2}{2kT}\right) dx \quad (6)$$

Отдельно рассмотрим получившийся интеграл:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{m_1 x^2}{2kT} - \frac{m_2 (z-x)^2}{2kT}\right) dx &= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{(m_1 + m_2) x^2 - 2m_2 z x + m_2 z^2}{2kT}\right) dx = \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \exp\left(-\frac{\left(\sqrt{m_1 + m_2} x - \frac{m_2}{\sqrt{m_1 + m_2}} z\right)^2}{2kT}\right) \exp\left(-\frac{m_2 z^2 - \frac{m_2^2}{m_1 + m_2} z^2}{2kT}\right) dx = \\ &= \left[ y = \frac{\sqrt{m_1 + m_2} x - \frac{m_2}{\sqrt{m_1 + m_2}} z}{\sqrt{2kT}} \right] = \sqrt{\frac{2kT}{m_1 + m_2}} \exp\left(-\frac{m_1 m_2}{2(m_1 + m_2) kT} z^2\right) \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(-y^2) dy = \\ &= \sqrt{\frac{2\pi kT}{m_1 + m_2}} \exp\left(-\frac{m_1 m_2}{2(m_1 + m_2) kT} z^2\right) \end{aligned} \quad (7)$$

Подставляя значение интеграла (7) в выражение для плотности распределения  $\dot{\mathbf{r}}_x$  (6), получаем

$$\dot{\mathbf{r}}_x \sim \frac{1}{\sqrt{2\pi kT}} \sqrt{\frac{m_1 m_2}{m_1 + m_2}} \exp\left(-\frac{m_1 m_2}{2(m_1 + m_2) kT} z^2\right) = \sqrt{\frac{\mu}{2\pi kT}} \exp\left(-\frac{\mu z^2}{2kT}\right),$$

где через  $\mu$  была обозначена приведенная масса двухатомной системы  $\mu = \frac{m_1 m_2}{m_1 + m_2}$ .