

# طولانی‌ترین زیر دنباله‌های صعودی و مدل الدوس - دیاکونیس - همرزلی\*

فریدون رضاخانلو

مترجم: یوسف امیر ارجمند

## مقدمه

بحث را با توصیف یک مسئله کلاسیک ترکیبیات شروع می‌کنیم. فرض می‌کنیم  $S_n$  مجموعه جایگشت‌های مجموعه  $\{1, 2, \dots, n\}$  باشد. به ازای هر جایگشت

$$\Pi : \{1, 2, \dots, n\} \rightarrow \{1, 2, \dots, n\}$$

می‌گوییم  $i_1 < i_2 < \dots < i_k \leq n$  یک زیردنباله صعودی است هرگاه

$$\Pi(i_1) < \Pi(i_2) < \dots < \Pi(i_k).$$

مثالاً جایگشت

$$\Pi(1) = 4, \Pi(2) = 9, \Pi(3) = 2, \Pi(4) = 5, \Pi(5) = 6,$$

$$\Pi(6) = 10, \Pi(7) = 1, \Pi(8) = 7, \Pi(9) = 8, \Pi(10) = 3$$

یا به عبارت ساده‌تر

$$7, 3, 10, 1, 4, 5, 8, 9, 2, 6$$

تعداد زیادی زیردنباله صعودی دارد، اما دوتای از آنها دارای بیشترین طول ممکن‌اند که عبارتند از

$$2, 4, 5, 8, 9 \quad , \quad 1, 4, 5, 8, 9$$

از اینجا، نگاشت  $\{1, 2, \dots, n\} \rightarrow S_n$  تعریف می‌شود که در آن  $L_n$  طول طولانی‌ترین

---

\*) D. J. Aldous – P. Diaconis – Hammersley

زیر دنباله صعده هر جایگشت در  $S_n$  است. در یک نوع فال ورق نیز دیده می شود که ذکر آن در اینجا بی مناسبی نیست. یک دست ورق شامل  $n$  ورق را در نظر می گیریم که از ۱ تا  $n$  شماره گذاری شده اند. ورق ها را بُر می زنیم و فالی با قواعد زیر تعریف می کنیم: ورقی با شماره پایین تر را می توانیم روی ورقی با شماره بالاتر قرار دهیم و یا این که با آن، ستون جدیدی در سمت راست ستون های موجود ایجاد کنیم. اگر هدف این باشد که طوری بازی کنیم که در انتهای تعداد ستون ها حداقل ممکن باشد، در این صورت دقیقاً  $L_n$  ستون باقی خواهد ماند. در واقع، الگوریتم ساده ای برای رسیدن به این هدف وجود دارد. استراتژی طماع این کار را انجام می دهد. بر طبق این استراتژی، همیشه باید ورق جدید را در آخرین ستون ممکن دست چپ قرار داد. اگر این استراتژی را در مورد جایگشت بالا به کار ببریم، خواهیم داشت

$$\begin{matrix} & 1 & 2 \\ 3 & & 4 & 6 \\ & 7 & 10 & 5 & 8 & 9 \end{matrix}$$

واضح است که اگر  $(i_k)$  یک زیر دنباله صعده باشد، در این صورت  $k$  نمی تواند از تعداد ستون ها بیشتر باشد، زیرا  $\Pi(i_{r+1})$  باید در ستون سمت ستونی گذاشته شود که در آن  $(i_r)$  قرار دارد. از طرف دیگر، می توانیم با استفاده از استراتژی طماع، طولانی ترین زیر دنباله صعده ای را تولید کنیم که از هر ستون یک عضو در بر دارد. این کار به ترتیب زیر قابل انجام است: هرگاه ورقی را در ستونی غیر از ستون اول قرار می دهیم، پیکانی از آن ورق به بالاترین ورق ستون قبل از آن وصل می کنیم. سپس از بالاترین ورق آخرین ستون دست راست شروع و پیکان ها را تا به آخر تعقیب می کنیم. برای نمونه، در مثال قبل دنباله زیر را به دست می آوریم:

$$\begin{array}{ccccccccc} & 1 & & 2 & & & & & \\ & \swarrow & & \searrow & & & & & \\ 3 & & 4 & & 6 & & & & 4 \\ & \swarrow & \swarrow & \swarrow & \swarrow & \swarrow & & & \\ 2 & & 10 & 5 & 8 & 9 & & & \\ & \leftarrow & & \leftarrow & & \leftarrow & & & \\ & 5 & & 8 & & 9 & & & \end{array}$$

که زیر دنباله صعده  $9, 8, 4, 5, 1$  را تولید می کند. این فال را با ورق های بُرخورده می گیریم. این بدان معناست که  $\Pi$  به طور یکنواخت از  $S_n$  انتخاب می شود. به عبارت دیگر، احتمال یکنواخت  $\mathbb{P}_n$  بر  $S_n$  تعریف می کنیم به طوری که هر  $s \in S_n$  با احتمال  $1/n!$  انتخاب می شود. می خواهیم رفتار  $L_n$  را وقتی  $n \rightarrow \infty$  بررسی کنیم. نتایج زیر اکنون قضیه هایی کلاسیک به حساب می آیند.

قضیه ۱.۱. (ورشیک - کُرف، لوگان - شپ<sup>۱</sup>)

$$L_n = 2\sqrt{n} + o(1), \quad n \rightarrow \infty$$

1) Vershik-Kerov, Logan-Shepp

به عبارت دقیق‌تر، به ازای  $\epsilon > 0$  داریم

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n \left( \left| n^{-\frac{1}{4}} L_n - 2 \right| > \epsilon \right) = 0 \quad \square$$

قضیهٔ ۲.۱. (بیک - دفت - یوهانسون<sup>۱)</sup>

$$L_n = 2\sqrt{n} + 2n^{\frac{1}{5}} + o(n^{\frac{1}{4}}), \quad n \rightarrow \infty$$

به عبارت دقیق‌تر

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mathbb{P}_n \left( \frac{L_n - 2\sqrt{n}}{n^{\frac{1}{4}}} \leq x \right) = F(x)$$

که در آن

$$F(x) = \exp \left( - \int_x^\infty (x-t) q''(t) dt \right)$$

در این عبارت  $q$  تابع II پن‌لوه<sup>۲</sup> است که در معادله دیفرانسیل

$$q''(x) = xq(x) + 2q'(x)$$

با شرط مرزی  $A_i(x) \sim q(x)$  صدق می‌کند. در اینجا  $A_i(x)$  تابع آیری<sup>۳</sup> است.

قانون  $F$  به توزیع تریسی - ویدام<sup>۴</sup> شهرت دارد و این به‌سبب کارهای قبلی آنهاست. تریسی - ویدو [TW] همین قضیه را در مورد بزرگ‌ترین مقدار ویژه یک ماتریس هرمیتی  $n \times n$  تصادفی به‌دست آورده بودند.

در این سخنرانی‌ها قضیهٔ ۱.۱ را اثبات می‌کنیم و با بهره‌گیری از استدلال‌های احتمالاتی که با روش‌های اثبات اولیه این قضیه‌ها تفاوت دارد، برخی از نتایج قضیهٔ ۲.۱ را مورد بحث قرار می‌دهیم. در بخش ۲، به بحث در مورد مدل همرزلی و گونهٔ پیوسته آن که توسط آلدوس - دیاکونیس [AD1] تعریف شده است می‌پردازیم و چگونگی استفاده از مدل‌های تصادفی را برای بررسی  $L_n$  بیان می‌کنیم.

## ۲. دستگاه ذرات همرزلی

همرزلی دستگاه ذرات ساده‌ای را تعریف کرد که می‌توان برای بررسی  $L_n$  از آن استفاده کرد. برای تعریف این دستگاه، ابتدا نکته ساده‌ای را مورد توجه قرار می‌دهیم: اگر نقاط  $x_1, x_2, \dots, x_n \in [0, 1]$  را به‌طور مستقل و یکنواخت انتخاب کنیم، در این صورت این انتخاب، نگاشتی مانند  $S_n \in \Pi$  می‌کند که بر طبق  $\mathbb{P}_n$  توزیع شده است. دقیق‌تر بگوییم، فرض می‌کنیم نقاط  $x_1, x_2, \dots, x_n \in [0, 1]$  متمایز باشند. این نقاط را می‌توان به صورت

$$0 \leq x_{\Pi^{-1}(1)} < x_{\Pi^{-1}(2)} < \dots < x_{\Pi^{-1}(n)} \leq 1$$

1) Baik-Deift-Johansson    2) Painlevé    3) Airey    4) Tracy-Widom

مرتب کرد که این ترتیب، جایگشت  $\left( \Pi(1), \Pi(2), \dots, \Pi(n) \right)$  را القا می کند. از آنجا که به ازای هر  $\Pi$  داریم

$$\left| \{(x_1, x_2, \dots, x_n) : \Pi \text{ را القا می کند} \} \right| = \frac{1}{n!}$$

در نتیجه قانون  $\mathbb{P}_n$  همان  $\Pi = \Pi_{x_1, x_2, \dots, x_n}$  است. نقاط  $x_1, x_2, \dots, x_n$  را می توان مواضع  $n$  ذره دانست. اکنون می خواهیم دستگاهی از ذرات برهمنکنش کننده معرفی کنیم که در زمان  $n$  تعداد  $L_n$  ذره در آن تولید می شود. در واقع، خواهیم توانست تمامی متغیرهای تصادفی را در یک فضای احتمال واحد بسازیم. برای این کار، قانون دنباله  $x_1, x_2, \dots, x_n$  در  $[1, n]$  متشکل از متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکنواخت را با  $\mathbb{P}$  نشان می دهیم. فرض می کنیم  $(w) = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  چنین دنباله ای باشد، دستگاهی از ذرات را با قواعد زیر تعریف می کنیم: اگر در مرحله  $n$  ام دستگاه ذرات عبارت از نقطه ای در  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\} \subseteq X_n$  باشد، در مرحله  $n+1$  ام، نزدیکترین ذره ای در  $X_n$  که در سمت راست  $X_{n+1}$  قرار دارد نابود می شود. اگر چنین ذره ای وجود نداشته باشد، قرار می دهیم  $.X_{n+1} = X_n \cup \{x_{n+1}\}$

ادعای ما این است که توزیع  $X_n$  با توزیع  $L_n$  یکسان است. در واقع اگر ذرات نابود شده را نگه می داشتیم و در بالای ذره جدید قرار می دادیم، همان ستون های فال ورق را به دست می آوردیم؛ در غیر این صورت، آنچه در  $X_n$  باقی می ماند عبارت است از ورق های زیرین ستون ها.

تا اینجا یک دستگاه ذرات برهمنکنش کننده در  $[1, n]$  با زمان گستته ساخته ایم. اکنون به توصیف دستگاهی از ذرات می پردازیم که یک فرایند مارکوف با زمان پیوسته است و به یک معنا، مشابه زمان پیوسته مدل همرزلی است. این فرایند را مدل آلدوس - دیاکوئیس - همرزلی یا به اختصار مدل ADH می نامیم. واضح است که برای گذار به زمان پیوسته به یک فرایند نقطه ای پواسن نیاز داریم، زیرا می خواهیم فرایند خاصیت مارکفی داشته باشد. معلوم شده است که اگر متغیرهای فضا را نیز پواسنی کنیم، می توانیم  $\mathbb{P}^+$  را جایگزین  $\mathbb{P}$  کنیم. حاصل، یک فرایند فضا - زمان نقطه ای پواسن خواهد بود. یاد آور می شویم که یک فرایند پواسن در  $\mathbb{R}^+$  باشد، یک اندازه احتمال  $\mathbb{P}$  بر روی فضای  $\Omega$  شامل زیرمجموعه های گسته  $\mathbb{R}^+$  با ویژگی های زیر است:

(i) اگر  $(w) = \#(A \cup w)$  آنگاه  $\mathbb{N}_A$  یک متغیر تصادفی پواسن باشد  $A$  است:

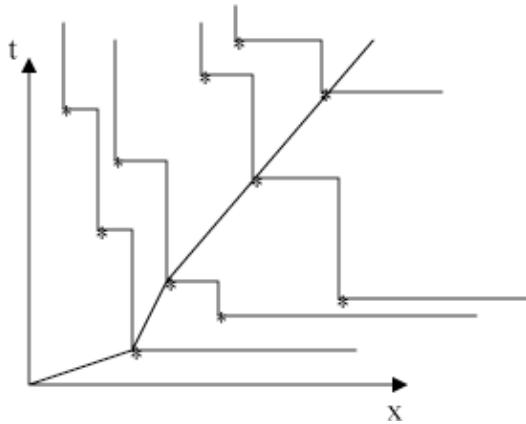
$$\mathbb{P}(\mathbb{N}_A = n) = \frac{|A|^n}{n!} e^{-|A|}$$

(ii) قانون  $\mathbb{P}(\cdot | \mathbb{N}_A = n)$  را اندازه یکنواخت

$$\frac{1}{|A|^n} dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

تعیین می کند. (در اینجا  $x_1, x_2, \dots, x_n$  بر جسب ذرات اند، اما در مورد  $w$  این بر جسب هارا در نظر نمی گیریم و در عوض مجموعه  $\{x_1, x_2, \dots, x_n\}$  را مورد توجه قرار می دهیم).

فرض می‌کنیم  $w$  معلوم باشد، می‌توانیم دستگاهی از ذرات برهمکنش کننده در  $\mathbb{R}^+$  تعریف کنیم که در ابتدا تهی است.



شکل ۱. \* ها نقطه‌های پواسنی هستند.

نقطه ثابت  $w$  را ثابت و  $(t, x)$  را تعریف می‌کنیم که به ازای هر  $t$  زیرمجموعه‌ای متناهی از  $[0, x]$  است. ابتدا نقطه‌ای را در  $([0, x] \times \mathbb{R}^+)$  نشان می‌کنیم که مختصه  $t$  آن کوچکترین باشد، مثلاً نقطه  $(x_1, t_1)$ . سپس قرار می‌دهیم  $\{x_1\} = \vec{\eta}(x, t) = w^*$  و آن را خلق یک ذره در  $x_1$  در زمان  $t_1$  به حساب می‌آوریم. پس از آن، نقطه دیگری را در  $w^*$  نشان می‌کنیم که بعد از نقطه اول دارای کوچکترین مختصه  $t$  باشد، مثلاً نقطه  $(x_2, t_2)$  و داریم  $t_2 > t_1$  (این کار همیشه با احتمال ۱ صورت می‌گیرد). اگر  $x_1 > x_2$ ، در این صورت ذره جدیدی در  $x_2$  خلق شده است به طوری که  $\{x_1, x_2\} = \vec{\eta}(x, t_2)$ ؛ در غیر این صورت  $x_1 > x_2$  و ما  $x_1$  را به  $x_2$  می‌بریم (یا  $x_1$  را نابود می‌کنیم) به طوری که  $\{x_2\} = \vec{\eta}(x, t_2)$ . این روند را ادامه می‌دهیم: اگر  $w^*$  شامل نقاط  $(x_1, t_1), (x_2, t_2), \dots$  باشد و به ازای  $t = t_k$  شود و به ازای  $t < t_k$  داشته باشیم  $d = \{y_1, y_2, \dots, y_l\} = \vec{\eta}(x, t)$ ، در این صورت، به شرط این که هیچ  $d$ -ذره‌ای در سمت راست  $x_k$  نباشد، داریم

$$\vec{\eta}(x, t_k+) = \vec{\eta}(x, t_k-) \cup \{x_k\}$$

در غیر این صورت، نزدیک‌ترین  $y$ -ذره‌ای را که در سمت راست  $x_k$  قرار دارد به  $x_k$  منتقل می‌کنیم. حال نقطه  $\vec{\eta}(x, t) \in (\mathbb{R}^+)^2$  را ثابت می‌کنیم و نقاط پواسنی واقع در  $[0, t] \times [0, x]$  را با  $(x_1, t_1), (x_2, t_2), \dots, (x_n, t_n)$  مشخص می‌کنیم که در آن  $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ . بنابراین  $n$  تصادفی است و توزیع آن مانند یک متغیر تصادفی پواسن با پارامتر  $xt$  است، یعنی  $(w)$

$$\mathbb{P}(n(w) = n) = e^{-xt} \frac{(xt)^n}{n!}$$

## طولانی ترین زیر دنباله های صعده ای و مدل الدوس - دیاکونیس - همرزلی ۶

یادآور می شویم که  $\mathbb{P}(n(w) = n)$  عبارت است از اندازه یکنواخت در  $[0, t] \times [0, x]$ . در صورتی که  $t$  - مختصه ها مشخص شوند،  $x$  - مختصه ها به طور یکنواخت در  $[0, x]$  توزیع می شوند. مختصه های  $x_1, x_2, \dots, x_n$  که به  $[0, x]$  تعلق دارند، جایگشت  $\Pi \in S_n$  را القا می کنند به طوری که

$$x_{\Pi^{-1}(1)} < x_{\Pi^{-1}(2)} < \dots < x_{\Pi^{-1}(n)}$$

از آنجا که  $x_i$  ها مستقل اند و به طور یکنواخت توزیع شده اند، توزیع جایگشت القا شده بر طبق  $\mathbb{P}_n$  خواهد بود. اکنون نشان می دهیم که در واقع  $L_n(\Pi) = \#\eta(x, t)$ ، یعنی مقدار ذرات در زمان  $t$  اندازه طولانی ترین زیر دنباله صعده ای  $\Pi$  را تعیین می کند. برای این کار کافیست مشاهده کیم که یک زیر دنباله صعده ای  $i_1 < i_2 < \dots < i_l$  بین معناست که  $x_{i_1} < x_{i_2} < \dots < x_{i_l}$  یا به عبارت دیگر، یک مسیر بالا رونده از  $(0, 0)$  به  $(x, t)$  وجود دارد که از نقاط پواسن می گذرد. می توانیم مسیر هر ذره را در فضا - زمان با استفاده از خطوط قائم و خطوط افقی رسم کنیم به طوری که هر پاره خط افقی نشان دهنده پرش خود به خود یک ذره و هر پاره خط عمودی نشان دهنده فاصله زمانی بی باشد که در طی آن ذره در یک مکان متوقف است. اما تعداد کل ذرات،  $(x, t) \xrightarrow{\eta} \#$  در زمان  $t$  در  $[0, x]$  دقیقاً برابر است با تعداد مسیرهای فضا - زمان که این خود با تعداد نقاط پواسنی که بر روی طولانی ترین مسیر بالا رونده از  $(0, 0)$  به  $(x, t)$  قرار دارند، یکی است. به جای  $(x, t) \xrightarrow{\eta} \#$  نویسیم  $h(x, t; w)$ . در این صورت به ازای هر  $w$  داریم

$$h(x, t; w) = L_{\aleph(x, t; w)}(\Pi(w)) \quad (1)$$

که در آن  $(x, t; w)$  تعداد نقاط پواسن در  $[0, x] \times [0, t]$  و  $\Pi(w)$  عبارت است از جایگشت القا شده وابسته به این نقاط. می دانیم که بر طبق قانون اعداد بزرگ، برای فرایندهای پواسن تقریباً به طور حتم

$$\lim_{x, t \rightarrow \infty} \frac{\aleph(x, t)}{xt} = 1 \quad (2)$$

یا

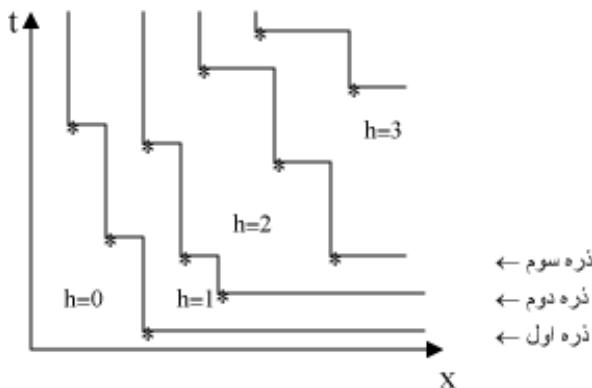
$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon^2 \aleph\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}\right) = xt. \quad (3)$$

در نتیجه قضیه ۱.۱ معادل است با این که بگوئیم تقریباً به طور حتم

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon h\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}\right) = 2\sqrt{xt}.$$

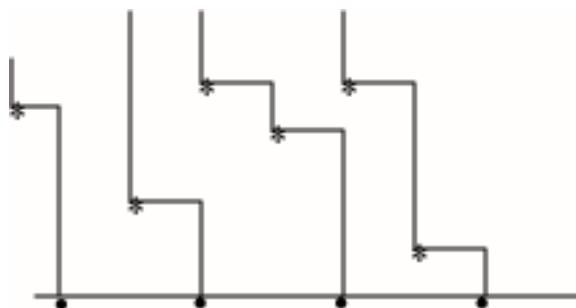
در بخش ۳ رابطه (۳) را به طور شهودی اثبات خواهیم کرد. در واقع، در مسیرهای فضا - زمانی

ذرات مجموعه‌های تراز تابع  $h : (\mathbb{R}^+)^{\mathbb{N}} \rightarrow \mathbb{N}$  هستند.



شکل ۲. مجموعه‌های تراز  $h$

مثلاً ذره‌ای وجود دارد که ابتدا در  $+∞$  است و به تدریج که  $t$ ، ذره به  $0$  نزدیک می‌شود. اگر مسیر این ذره را رسم کنیم منحنی‌ای به دست می‌آوریم که از پاره خط‌های عمودی و افقی تشکیل شده است و در زیر آن هیچ نقطهٔ پواسنی وجود ندارد. اما در هر یک از L-گوش‌های این ذره یک نقطهٔ پواسن واقع است. این ذره را می‌توانیم ذرهٔ اول بنامیم و همین طور  $n$  امین ذره را تعریف می‌کنیم. می‌توانیم  $h(x, t; w)$  را یک تابع ارتفاع تعییر کنیم که با گذشت زمان به صورت تصادفی رشد می‌کند. آنچه که ساخته‌ایم دارای یک تابع ارتفاع اولیهٔ بسیار خاص است که تنها برای  $x > 0$  تعریف شده است. این مسئله را می‌توان در  $\mathbb{R}$  در نظر گرفت و از یک فرایند نقطه‌ای پواسن در  $(0, +∞) \times \mathbb{R}$  برای ساختن  $h$  و یا معادل آن، یک دستگاه ذرات متناظر با داده‌های اولیهٔ دلخواه، استفاده کرد. ابتدا دستگاه ذرات را توصیف خواهیم کرد. با یک زیر مجموعهٔ گسسته از  $\mathbb{R}$  که مکان‌های اولیهٔ ذرات را نمایش می‌دهد شروع می‌کنیم.



شکل ۳

مکان ذرات را با  $x_1 < x_2 < \dots < x_{i-1} < x_i < x_{i+1} < \dots$  نشان می دهیم و فرض می کنیم

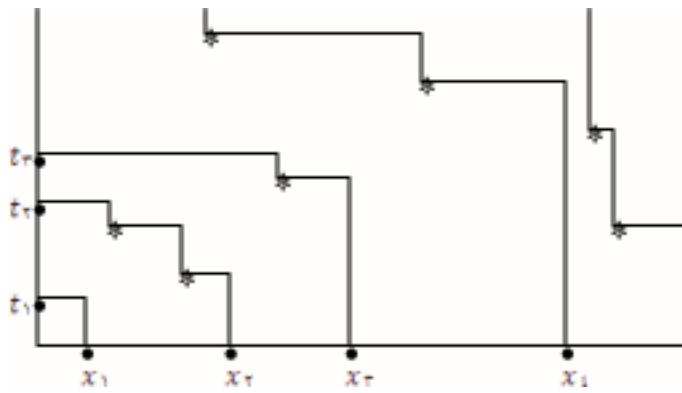
$$\lim_{i \rightarrow \pm\infty} x_i = \pm\infty$$

در این صورت، آفرینش ذره وجود نخواهد داشت و از آنجا که نقطه پواسن \* بین  $x_{i-1}$  و  $x_i$  ظاهر می شود، ذره  $t$  ام به مکان \* می تجهد. (نگاه کنید به شکل ۳.)

این بخش را با شرح نوع دیگری از مدل ADH به پایان می رسانیم. این نوع را گروئن بوم [G] مورد مطالعه قرارداد که به صورت زیر است. یک فرایند پواسنی با شدت ۱ در  $\mathbb{R}^+$  در نظر می گیریم و فرض می کنیم مجموعه ای از ذرات (یا چشمها) در  $t = 0$  در مکان های  $x_1 < x_2 < \dots < x_i < \dots < t_1 < t_2 < \dots$  بروی خط مرزی  $x = 0$  قرار دارند. فرض می کنیم

$$\lim_{i \rightarrow \infty} x_i = \lim_{i \rightarrow \infty} t_i = \infty.$$

در اینجا هم هرگاه یک نقطه پواسن بین  $x_{i-1}$  و  $x_i$  قرار گیرد،  $x_i$  را به مکان \* منتقل می کنیم. به علاوه، اگر در زمان  $t_i$  ذره ای بین  $0$  و  $x_j$  قرار نداشته باشد،  $x_i$  را خارج می کنیم، یعنی اولین ذره از طریق مبدأ از دستگاه خارج می شود.

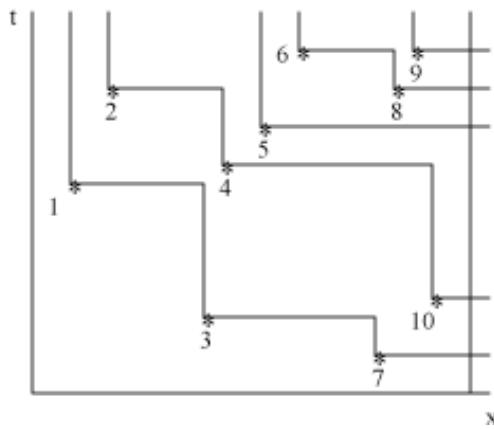


شکل ۴

در بخش های بعد چندین حد مقیاس برای مدل ADH و انواع آن را مورد بحث قرار خواهیم داد.

در پایان این بخش، به نکتای در مورد طول سوتون ها در فال ورق که با استراتژی طباع به دست می آید و همچنین طول مسیرها در فرایند ADH اشاره می کنیم. در واقع اگر  $n$  نقطه پواسن در  $[0, t] \times [0, x]$  داشته باشیم، آنگاه تعداد نقاط پواسن در مسیر ذره زام دقیقاً برابر خواهد بود با تعداد

ورق‌ها در ستون زام.



شکل ۵

در شکل ۵ پیکربندی ADH متناظر با جایگشت بخش ۱ را ملاحظه می‌کیم.

### ۳. حد هیدرودینامیکی

در یک نوع مدل ADH، ذرات را در مکان‌های  $x_i$  فرض می‌کنیم با این شرط که  $x_i < x_{i+1}$  و

$$\lim_{i \rightarrow \pm\infty} x_i = \pm\infty$$

با استفاده از یک فرایند پواسن باشد ۱ در نیم صفحه بالایی، دستگاهی از ذرات با برهمکنش  $(x_i(t) : i \in Z)$  تعریف کردیم که در  $t = \circ$  با پیکربندی اولیه ما تطبیق داشت و رابطه  $x_i(t) < x_{i+1}(t)$  در مورد آن در تمام زمان‌ها صادق بود. اکنون دو حد مقیاس را تعریف می‌کنیم که می‌توان آنها را در [AD1]، [V] و [S1] یافت. به عنوان نتیجه‌های از این نتایج، قضیه ۱.۱ را اثبات می‌کنیم. قرار می‌دهیم

$$W^\epsilon(y, t) = \epsilon x_{[\epsilon^{-1}y]}(\epsilon^{-1}t)$$

قضیه ۱.۲. فرض می‌کنیم که حد زیر

$$\lim_{\epsilon \rightarrow \circ} W^\epsilon(y, \circ) = W(y, \circ)$$

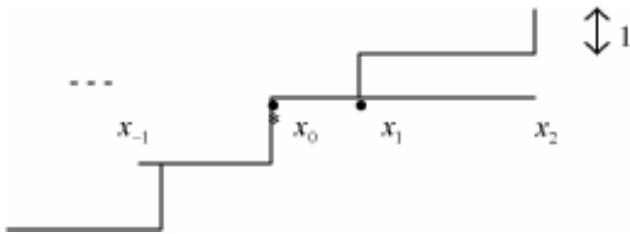
وجود دارد. در این صورت  $\lim_{\epsilon \rightarrow \circ} W^\epsilon(y, t) = W(y, t) > \circ$  وجود دارد و  $W$  جواب منحصر به فرد معادله همیلتون - ژاکوبی

$$W_t + (W_y)^\tau = \circ \quad (4)$$

است.

مکان ذرات را می توانیم به صورت تابع  $x : \mathbb{Z} \times \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}^2$  با تعریف  $x(i, t) = x_i(t)$  در نظر بگیریم که در آن  $x_i(t)$  مکان ذره  $i$  است. این تابع نسبت  $i$  صعده است. معکوس این تابع  $h : \mathbb{R} \times \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{Z}$  تعداد ذرات در یک بازه را به دست می دهد، یعنی

$$h(b, t) - h(a, t) = \#\{x_i(t) : a < x_i(t) \leq b\}.$$



شکل ۶. نمودار  $h$

توصیف جنبه دینامیکی  $h$  ساده است: هرگاه یک نقطه پواسن در  $[x_{i-1}, x_i]$  پیدا شود، ارتفاع در بازه  $[\bar{x}, x_i]$  یک واحد افزایش پیدا می کند؛  $\bar{x}$  مکان نقطه پواسن است. قرار می دهیم

$$h^\epsilon(x, t) = \epsilon h\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}\right)$$

**قضیه ۲.۳.** فرض می کنیم حد  $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} h^\epsilon(x, 0) = u(x, 0)$  وجود دارد. در این صورت  $\lim_{\epsilon \rightarrow 0} h^\epsilon(x, t) = u(x, t)$

$$u_t = \frac{1}{u_x} \quad (5)$$

است. دو قضیه ۱.۳ و ۲.۳ در اصل معادلند. در واقع، اگر در ابتدا  $W$  بر حسب  $y$  غیر صعده باشد، در زمان های بعد نیز چنین خواهد بود و اگر  $u$  را وارون  $W$  فرض کنیم، در این صورت می توانیم (۵) را به راحتی از (۴) نتیجه بگیریم:

$$u_t = -W_t u_x = W_y u_x = \frac{1}{u_x} u_x = \frac{1}{u_x}$$

اکنون در وضعی قرار داریم که می توانیم، در صورتی که (۵) را پذیریم، رابطه (۳) را به طور صوری توجیه کنیم. در واقع  $u(x, t) = 2\sqrt{xt}$  تنها جواب (۵) است که در مورد آن داریم  $u(0, t) = u(x, 0) = 0$ . البته هنوز باید توضیح دهیم چرا (۵) درست است و برای اثبات قضیه ۲.۳، یک نوع مدل ADH در نظر می گیریم که تنها در  $\mathbb{R}^+$  تعریف شده است. ابتدا رابطه بین

جواب‌های (۵) را با جواب خاص  $\sqrt{xt}$  که در قضیه ۱.۱ ظاهر می‌شود، توضیح می‌دهیم. برای این کار، یادآور می‌شویم که بر طبق فرمول هویف - لکس، جواب مسئله

$$\begin{cases} u_t = H(u_x) \\ \bar{u}(x, \circ) = g(x) \end{cases}$$

که در آن  $H$  محدب است، عبارت است از

$$u(x, t) = \sup_y \left[ g(y) - tL\left(\frac{y-x}{t}\right) \right] \quad (6)$$

که در آن  $L = H^*$  مزدوج محدب  $H$  است. در موردی که در دست بررسی داریم

$$H(p) = \begin{cases} \frac{1}{p}, & p > \circ \\ +\infty, & p < \circ \end{cases}.$$

در نتیجه

$$\begin{aligned} L(v) &= \sup_p (vp - H(p)) = \sup_{p>v} (vp - 1/p) \\ &= \begin{cases} -2\sqrt{-v}, & v \leq \circ \\ +\infty, & v > \circ \end{cases}. \end{aligned}$$

بنابراین جواب عمومی عبارت است از

$$\bar{u}(x, t) = \sup_{y \leq x} \left[ g(y) + 2\sqrt{t(x-y)} \right] \quad (7)$$

به ویژه، اگر

$$g(x) = \begin{cases} \circ & x \geq \circ \\ -\infty & x < \circ \end{cases}$$

آنگاه در زمان‌های بعد خواهیم داشت

$$\bar{u}(x, t) = \begin{cases} 2\sqrt{xt}, & x \geq \circ \\ -\infty, & x < \circ \end{cases}.$$

به طور کلی‌تر، به ازای هر  $y$ ، تابع

$$\Gamma(x, t; y) = \begin{cases} g(y) + 2\sqrt{t(x-y)}, & y \leq x \\ -\infty, & x < y, \end{cases} \quad (\lambda)$$

یک جواب تحت شرایط اولیه زیر است

$$\Gamma(x, \circ; y) = \begin{cases} g(y), & y \leq x \\ -\infty, & x < y. \end{cases}$$

در واقع اگر بنویسیم  $T_t \bar{u}(x, t) = T_t g(x)$  آنگاه یک نیم گروه غیرخطی است که دارای خاصیتی به نام یکنواختی قوی است، یعنی اگر  $\{g_\alpha : \alpha \in \Lambda\}$  خانواده ای از توابع کراندار پیوسته باشد، آنگاه

$$T_t \left( \bigvee_{\alpha} g_{\alpha} \right) = \bigvee_{\alpha} T_t g_{\alpha} \quad (9)$$

به ویژه

$$T_t g = \sup_y T_t \Gamma(\cdot, \circ; y). \quad (10)$$

روابط (۷) و (۸) هر دو از (۶) و (۵) نتیجه می شوند. معلوم شده است که یکنواختی قوی یک مشابه میکروسکوپی دارد. به عبارت دقیق‌تر، اگر  $h_\alpha$  خانواده ای از توابع ارتفاع اولیه باشند و در ابتدا  $\hat{h} = \sup_\alpha h_\alpha$  آنگاه در زمان‌های بعدی

$$\hat{h}(x, t; w) = \sup_{\alpha} h_{\alpha}(x, t; w) \quad (11)$$

که در آن  $w$  تحقق یک فرایند نقطه‌ای پواسن است و  $w$  ای که در  $\hat{h}$  و تمام  $h_\alpha$  ها ظاهر می شود یکی است.

به عنوان مثال  $\mathbb{Z} \rightarrow \mathbb{R}^+$  را به طور دلخواه به عنوان تابع ارتفاع اولیه در نظر می گیریم. تعریف می کنیم

$$\gamma^\circ(x; y, h(y)) = \begin{cases} h^\circ(y) & y \leq x \\ -\infty & y > x \end{cases}$$

در این صورت  $h^\circ(x) = \sup_y \gamma^\circ(x; y, h(y))$ . تابع ارتفاع متناظر را با  $\gamma^\circ(\cdot; y, h(x))$  نشان می دهیم که در ابتدا از  $\gamma^\circ(\cdot; y, h(x))$  شروع می شود. در این صورت داریم

$$h(x, t; w) = \sup_y \gamma(x, t; y, h(y); w) \quad (12)$$

در واقع،  $\gamma^\circ(x, t; y; w)$  آن نوع فرایند ADH که در بخش ۲ بدان اشاره شد تعبیری دارد و آن این است که فرض می کنیم نمونه‌ای از فرایند پواسن در  $\mathbb{R}^3$  (و یا  $\mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^+$ ) محدود می کیم. سپس از  $[y, +\infty)$  خالی شروع می کنیم و با استفاده از محدودیت  $w$  به  $[y, +\infty) \times \mathbb{R}^+$  ذرات را خلق کرده حرکت می دهیم. حاصل دستگاهی از ذرات در  $(y, +\infty)$  خواهد بود و اگر تعداد ذرات حاضر در  $[y, x]$  در زمان  $t$  برابر  $\hat{\gamma}(x, t; y; w)$  باشد، آنگاه

$$\gamma(x, t; y, h(t); w) = \begin{cases} \hat{\gamma}(x, t; y; w) + h^\circ(y) & if \quad x \geq y \\ -\infty & if \quad x < y \end{cases}$$

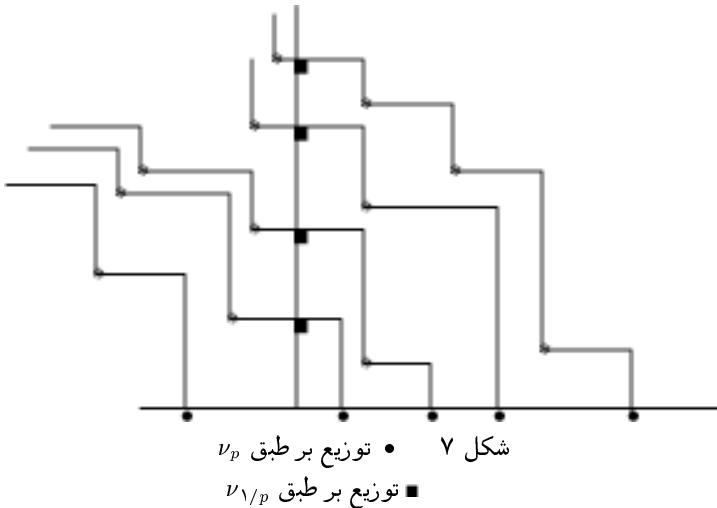
از رابطه فوق و (۱۲) نتیجه می شود

$$h(x, t; w) = \sup_{y \leq x} [h^\circ(y) + \tilde{\gamma}(x, t; y; w)] \quad (13)$$

که مشابه میکروسکوپی (۷) است. اکنون میتوانیم شکل تابع همیلتونی  $H$  را توجیه کنیم. مشاهده میکنیم که معادله  $u_t = H(u_x)$  یک جواب ابتدایی به صورت زیر دارد

$$u^p(x, t) = px + tH(p) = px + \frac{t}{p} \quad (14)$$

که در شرط اولیه  $u^p(x, 0) = px$  صدق میکند. حتی این جواب نیز دارای یک مشابه میکروسکوپی است که آن را توصیف خواهیم کرد. در ابتدا، ذرات را بر طبق یک فرایند پواسن با شدت  $p$  در  $\mathbb{R} \times \mathbb{R}^+$  توزیع میکنیم تصادفی بودن شرط اولیه را مستقل از فرایند نقطه پواسن باشد ۱ در  $\mathbb{R} \times \mathbb{R}^+$  انتخاب میکنیم. میتوان نشان داد که چنین توزیع اولیه‌ای  $v_p$  ناوردادست، به این معنا که توزیع ذرات  $x_i(t) : i \in Z$  همواره همان  $v_p$  است. به علاوه، اگر به مکان‌های تلاقی مسیرهای ذرات با یک محور زمان نگاه کنیم، یک فرایند نقطه‌ای مشاهده میکنیم که آن هم یک فرایند پواسن است اما این بار با شدت  $1/p$ .



این را می‌پذیریم و با استفاده از (۱۳) رابطه (۳) را اثبات میکنیم. در واقع (۱۳) لازمه‌اش این است که

$$\epsilon h\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}; w\right) = \sup_{y \leqslant x} \left[ \epsilon h^\circ\left(\frac{y}{\epsilon}\right) + t \hat{\gamma}\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}; \frac{y}{\epsilon}; w\right) \right] \quad (15)$$

اگر فرض کنیم که در ابتدا ذرات مطابق  $v_p$  توزیع شده‌اند و این که  $h^\circ(0, 0, w) = 0$  در این صورت میتوانیم با به کار گرفتن قانون اعداد بزرگ بگوییم که در (۱۵) قرار می‌دهیم  $x = 0$  و از این امر که  $h(0, t; w)$  یک فرایند پواسن با شدت  $\frac{1}{p}$  است کمک می‌گیریم. در نتیجه

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon h\left(0, \frac{t}{\epsilon}; w\right) = \frac{t}{p}$$

و حاصل

$$\frac{t}{p} = \sup_{y \leqslant 0} \left[ yp + \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon \hat{\gamma} \left( 0, \frac{t}{\epsilon}; \frac{y}{\epsilon}; w \right) \right]$$

است که به ازای هر  $p > 0$  درست است. به ازای  $y \leqslant 0$  می نویسیم

$$A(y, t) = - \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon \hat{\gamma} \left( 0, \frac{t}{\epsilon}; \frac{y}{\epsilon}; w \right)$$

و در نتیجه

$$\frac{t}{p} = \sup_y [yp - A(y, t)]$$

به شرط این که مقدار  $A(y, t)$  را به ازای  $y > 0$  مثبت، بینهایت بدانیم. بنابراین، به ازای  $y \leqslant 0$

داریم

$$A(y, t) = \sup_{p > 0} \left[ yp - \frac{t}{p} \right] = t \sup_{p > 0} \left[ \frac{y}{t} p - \frac{1}{p} \right]$$

$$= t L \left( \frac{y}{t} \right) = - \sqrt{-yt}$$

خلاصه این که به ازای  $y \leqslant 0$ ,

$$\lim_{\epsilon \rightarrow 0} \epsilon \hat{\gamma} \left( 0, \frac{t}{\epsilon}; \frac{y}{\epsilon}; w \right) = \sqrt{-yt} \quad (16)$$

مشاهده می کنیم که توزیع احتمال  $\hat{\gamma} \left( -\frac{y}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}; 0; w \right)$  یکسان است و مسلماً لازمه

برقراری (16) قضیه (1.1) است. این را هم مشاهده می کنیم که اثبات وجود حد  $\epsilon \hat{\gamma} \left( \frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}; 0; w \right)$

وقتی  $\epsilon \rightarrow 0$  نسبتاً ساده است.تابع  $h(x, t; w) = \gamma(x, t, 0, w)$  ابر جمعی است، یعنی به ازای هر  $s, t, x, y > 0$  داریم

$$h(x + y, t + s; w) \geq h(x, t; w) + h(y, s; t_{x,y} w)$$

که در آن  $t_{x,y} w$  نمونه پواسن است که از انتقال نقطه  $(0, 0)$  به نقطه  $(x, s)$  به دست می آید. وجود حد فوق اکنون پیامد قضیه ارگودیک زیر جمعی است.

این بخش را با بحثی در مورد طول ستون وسط در فال ورق به پایان می برمیم. همان طور که در پایان بخش ۲ گفته شد، اگر در مجموعه  $[0, t] \times [0, x]$   $n$  نقطه پواسن وجود داشته باشد، در این صورت تعداد نقاط پواسن در مسیر ذره  $i$  ام دقیقاً برابر است با تعداد ورق ها در ستون  $i$  ام. اکنون نتیجه ای را بیان خواهیم کرد که با استفاده از تکنیک های استاندارد قابل اثبات است. این نتیجه در

[AD2] به صورت حدس آمده است.

قضیه ۲.۳. تعداد ورق ها در ستون  $\left[ \frac{y}{\epsilon} \right] \epsilon + O(\epsilon)$  م برابر است با  $(y \log \frac{y}{\epsilon})$ . در اینجا  $\epsilon$  طوری تعیین شده است که  $n = \epsilon^{-2}$  باشد. تعداد ورق ها  $\epsilon^{-2}$  است.

اکنون خطوط کلی اثبات قضیه (۳.۳) را ترسیم می‌کنیم. یادآور می‌شویم که

$$\epsilon x_{[\epsilon^{-1}y]}(\epsilon^{-1}t) = w(y, t) + O(1),$$

و  $w$  در (۴) صدق می‌کند. ما باید (۴) را تحت شرط اولیه  $w(y, 0) = +\infty$  و شرط مرزی  $w(0, t) = 0$  حل کنیم. تنها جواب  $w(y, t) = y^{2/4}t$  به ازای  $y > 0$  است که خود وارون  $u(x, t) = 2\sqrt{xt} = y$  است. می‌خواهیم تعداد نقاط پواسن در مسیر ذره  $[y^{-1}\epsilon^{-1}, y]$  ام در مجموعه  $\epsilon^{-1} \times [0, \epsilon^{-1}]$  را طوری بشماریم که تعداد کل نقاط پواسن در مستطیل تقريباً  $\epsilon^{-2}$  باشد. این متناظر است با مجموعه ماکروسکوپی  $[1, \epsilon^{-1}] \times [0, 1]$ . بنابراین باید منتظر بمانیم تا ذره  $y/\epsilon$  ام وارد بازه  $[0, 1]$  شود. این اتفاق در زمان  $t = y^{2/4}$  صدق می‌کند، خواهد افتاد، یعنی  $y^{2/4} = t$  در مقیاس ماکروسکوپی. بنابراین باید تعداد نقاط پواسن بر روی مسیر را در بازه زمانی ماکروسکوپی  $[y^{2/4}, 1]$  و یا بازه زمانی میکروسکوپی  $[\epsilon^{-1}, \epsilon^{2/3}]$  بشماریم. به جای  $[1, y\epsilon^{-1}]$  می‌نویسیم. تعداد نقاط پواسنی که ذره  $\eta$  ام با آن برخورد می‌کند دقیقاً برابر است با تعداد دفعاتی که ذره  $\eta$  ام به طرف چپ می‌جهد. اگر  $N_i(t)$  تابعی باشد که هر بار که ذره  $\eta$  ام می‌جهد یک واحد بدان اضافه شود، در این صورت باید نشان دهیم

$$N_i(\epsilon^{-1}) - N_i\left(\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}\right) = \left(y \log \frac{2}{\epsilon}\right) \epsilon^{-1} - O(\epsilon^{-1}) \quad (17)$$

اما، می‌توان نشان داد که در واقع

$$N_i(t) - N_i(s) = \int_s^t \left( x_i(s) - x_{i-1}(s) \right) ds + M_i(s, t) \quad (18)$$

که در آن  $M_i(s, t)$  یک مارتینگل است. رابطه (۱۸) بدین سبب است که آهنگ جهش  $x_i$  به نقطه  $\xi \in (x_{i-1}, x_i]$  برابر است با طول بازه  $[x_{i-1}, x_i]$ . از طرف دیگر، می‌توان نشان داد که  $\mathbb{E}M_i(s, t) = O(t-s)$ .

$$N_i(\epsilon^{-1}) - N_i\left(\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}\right) = \int_{\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}}^{\epsilon^{-1}} \left( x_i(s) - x_{i-1}(s) \right) ds + O(\epsilon^{-1})$$

سرانجام، رفتار میانگین  $x_i - x_{i-1}$  مانند مشتق  $w$  نسبت به  $y$  است. بنابراین، همان طور که می‌خواستیم داریم

$$\epsilon \int_{\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}}^{\epsilon^{-1}} \left( x_i(s) - x_{i-1}(s) \right) ds \approx \int_{\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}}^1 w_y(y, s) ds = \int_{\frac{y}{\epsilon}\epsilon^{-1}}^1 \frac{y}{2s} ds = y \log \frac{2}{y}.$$

#### ۴. قضیه حد مرکزی

در این بخش به قضیه (۱.۲) می پردازیم. در بخش های قبل مشاهده کردیم که چگونه می توان تعداد زیادی مسئله وابسته به جایگشت تصادفی را بر حسب مدل ADH بیان کرد. در واقع نمونه ای است از چندین مدل رشد یک بعدی که از آن انتظار داشتن حد مقیاس نظری قضایای (۱.۳) و (۲.۳) می رود. اگر این نتایج را یک قانون اعداد بزرگ برای دستگاه ذرات مورد بررسی بدانیم، طبیعتاً می خواهیم یک قضیه حد مرکزی برای همگرایی داشته باشیم و حدس زده شده است کهتابع ارتفاع تغییر مقیاس یافته  $h^\epsilon(x, t; w) = \epsilon h\left(\frac{x}{\epsilon}, \frac{t}{\epsilon}; w\right)$  باید در معادله زیر صدق کند:

$$h^\epsilon(x, t; w) = u(x, t) + \epsilon^{\frac{1}{2}} z(x, t; w) + O(\epsilon^{\frac{1}{2}}) \quad (19)$$

این حدس در ابتدا از طریق شبیه سازی تأیید شد و سپس قضیه کاردار- پاریزی - زنگ شواهد بیشتری برای اعتبار آن فراهم آورد. در مورد مدل ADH، قضیه (۱.۲) را دقیقاً اثبات می کند و مهم تر از آن، قانون متغیر تصادفی  $z$  را نیز تعیین می کند. هر چند در اثبات کنونی قضیه (۱.۲) از فرمولی استفاده می شود که  $L_n$  را به دترمینان های Toeplitz ربط می دهد و نمی توان آن را در مورد دستگاه های ذرات برهمکنش کننده دیگر به کار برد. مثلاً اگر در مدل ADH اجازه دهیم ذرات هم به چپ و هم به راست بجهنم، (۱۹) باید دوباره اثبات شود.

هدف اصلی این بخش توضیح نتیجه جدیدی است که کاتور و گروئن بوم به دست آورده اند و به کمک استدلال های احتمالاتی حالت ضعیف تری از (۱۹) را اثبات کرده اند که امتیاز آن این است که در مورد دستگاه های ذرات متعددی کاربرد دارد. (نگاه کنید به، مثلاً، [BCS] و [BS]). یاد آور می شویم که قانون مدل ADH در ربع اول دستگاه مختصات را که در ابتدا ذره ای در آن نیست، با  $\mathbb{P}$  نشان دادیم. در این مدل،  $(x, t; w)$  تعداد ذرات در  $[x, 0]$  در زمان  $t$  است و  $u(x, t) = 2\sqrt{xt}$ . این قضیه می گوید (۱۹) نسبت به  $\mathbb{P}$  اعتبار دارد و  $z(x, t; w)$  یک متغیر تصادفی است و توزیع  $\frac{z(x, t; w)}{\sqrt{xt}}$  بر طبق قانون ترسی - ویدو است. در بخش ۳ گفتیم چگونه می توان رابطه (۱)  $h^\epsilon = u + O(\epsilon)$  را با استفاده از مقایسه بین ADH در ربع اول و مدل ADH در نیم صفحه فوقانی که در آن توزیع هیأت اولیه ذرات بر طبق یک فرایند پواسن باشد  $\circ > p$  است، اثبات کرد. قانون این مدل ADH آخر را با  $\mathbb{P}_p$  نشان می دهیم. ترجیح می دهیم با  $\mathbb{P}_p$  کار کنیم زیرا این مدل ایستا است. این سؤال را می توان مطرح کرد که آیا اگر  $w$  را طبق  $\mathbb{P}_p$  انتخاب کنیم، گونه ای از (۱۹) درست خواهد بود یا خیر؟ در این کار باید دقت شود، زیرا قضیه حد مرکزی برای توزیع اولیه مقیاس گاووسی دارد که با آنچه که می خواهیم ثابت کنیم متفاوت است. دقیق تر بگوییم،

$$h^\epsilon(x, 0; w^\circ) = xp + \epsilon^{\frac{1}{2}} B_p(x, w^\circ) + O(\epsilon^{\frac{1}{2}}) \quad (20)$$

که در آن  $B_p(x, w^\circ)$  یک حرکت براونی با واریانس  $p$  است:  $|x|p = \# B_p(x, w^\circ)$ . به علاوه، از

آنچا که  $h(\circ, t; w)$  شمارشگر تعداد نقاط در  $[t^0, t]$  بر حسب فرایند پواسن با شدت  $1/p$  است، داریم

$$h^\epsilon(\circ, t; w) = \frac{t}{p} + \epsilon^{\frac{1}{p}} B_{\frac{1}{p}}(t; w) + O(\epsilon^{\frac{1}{p}}) \quad (21)$$

به عبارت دیگر، وقتی  $h^\epsilon$  را در مورد  $\mathbb{P}_p$  در نظر می‌گیریم، دو منشأ نوفه وجود دارد: یکی از دینامیک ناشی می‌شود و از مرتبه  $O(\epsilon^{\frac{1}{p}})$  است و منشأ دیگر داده‌های اولیه است که از مرتبه  $O(\epsilon^{\frac{1}{p}})$  می‌باشد. اندازه نوفه اولیه بسیار بزرگتر است زیرا  $\epsilon^{\frac{1}{p}}$  و بر نوفه دینامیکی غلبه دارد. به عنوان مثال، مشاهده می‌کنیم که نوفه دینامیکی هم‌اکنون در پس جمله  $O(\epsilon^{\frac{1}{2}})$  در (۲۱) پنهان است و نمی‌توان آن را به راحتی در تنظیم (۲۱) مجرّاً کرد.

برای این که نوفه دینامیکی را از فرایند ایستای  $\mathbb{P}_p$  جدا کنیم، باید ابتدا چگونگی انتشار نوفه اولیه در زمان را درک کنیم. برای این کار، ابتدا به بررسی یک PDE می‌پردازیم. مسأله فوق را در مورد PDE زیر بررسی می‌کنیم

$$u_t = H(u_x) \quad (22)$$

دو جواب (۲۲)،  $u$  و  $\hat{u}$ ، تحت شرایط اولیه

$$u(x, \circ) = g(x), \quad \hat{u}(x, \circ) = g(x) + \delta k^\circ(x) \quad (23)$$

را در نظر می‌گیریم. در این رابطه  $\delta$  یک عدد مثبت کوچک است. در این صورت، انتظار ما این است که داشته باشیم

$$\hat{u}(x, t) = u(x, t) + \delta k(x, t) + O(\delta) \quad (24)$$

که  $k$  در مسأله

$$\begin{cases} k_t = H'(u_x)k_x \\ k(x, \circ) = k^\circ(x) \end{cases} \quad (25)$$

صدق می‌کند. در اینجا فرض بر این است که  $u$  یک جواب کلاسیک است و در نتیجه  $H'(u_x)$  خوش‌تعربیف است و معادله (۲۵) در چارچوب کلاسیک معنادار است. حل (۲۵) آسان است. معادله دیفرانسیل معمولی زیر را حل می‌کنیم.

$$\begin{cases} \frac{dx}{dt} = H'(u_x(x, t)) \\ x(\circ) = x, \end{cases} \quad (26)$$

و جواب را به صورت  $\Phi(x, t)$  می‌نویسیم. در این صورت

$$k(x, t) = k^\circ(\Phi(x, t))$$

در واقع، به آسانی می توان نشان داد که  $u_x$  در امتداد جواب (٢٦) ثابت است و در نتیجه  $\Phi(x, t) = x + H'(v)t$  که در آن  $v$  یک بردار ثابت است. این یک خط است که به خط مشخصه معروف است. به ویژه، هرگاه  $g(x) = px$  و  $u(x, t) = xp + tH(p)$  آنگاه  $k(x, t) = k^\circ(x + tH'(p))$  به عبارت دیگر، یک اختلال کوچک در داده اولیه  $g$  در نقطه  $x$  در امتداد خط مشخصه  $p = \nabla g(x)$ .

اکنون به مرحله ای رسیده ایم که می توانیم ربط بین (٢٠) و (٢١) را توضیح دهیم. چون «جمله اصلاحی»  $\mathbb{E}_p B_p(x, t)$  از نویه دینامیکی بسیار بزرگ تر است، این اصلاح در امتداد خط مشخصه انتقال پیدا می کند تا جایی که

$$B'_{\frac{1}{p}} = B_p(tH'(p)) = B_p\left(-\frac{t}{p}\right)$$

توجه کنید که طبق انتظار،

$$\mathbb{E}_p B_p\left(-\frac{t}{p}\right) = \frac{t}{p} p = \frac{t}{p} = \mathbb{E}_p B'_{\frac{1}{p}}(t)$$

اکنون که چگونگی انتقال نویه اولیه برای ما روشن تر شده است، می توانیم حدسی بزنیم.

$$h^\epsilon(x, t; w) = xp + tH(p) + \epsilon^{\frac{1}{r}} B_p(x + tH'(p), w^\circ) + \epsilon^{\frac{1}{r}} \hat{z}(x, t; \hat{w}) + O(\epsilon^{\frac{1}{r}}) \quad (٢٧)$$

که در آن  $w = (w^\circ, \hat{w})$  و  $w^\circ$  نماینده تصادفی بودن اولیه و  $\hat{w}$  نشان دهنده فرایند نقطه پواسن باشد ۱ در نیم صفحه فوقانی است. بنابراین

$$\begin{aligned} Var(h^\epsilon(x, t)) &= \mathbb{E}_p \left( h^\epsilon(x, t) - xp - tH(p) \right)^2 \\ &= \epsilon |x + tH'(p)| p + \epsilon^{\frac{1}{r}} Var(\hat{z}(x, t)) \\ &\quad + O(\epsilon^{\frac{1}{r}}) \end{aligned} \quad (٢٨)$$

به خصوص

$$Var(h^\epsilon(-tH'(p), t)) = \epsilon^{\frac{1}{r}} Var(\hat{z}(x, t)) + O(\epsilon^{\frac{1}{r}}) \quad (٢٩)$$

یعنی این که، اگر قرار دهیم  $x = -tH'(p)$ ، آنگاه دیگر نویه ای از جانب توزیع اولیه نخواهد آمد، زیرا  $h^\epsilon(0, 0)$  را طوری انتخاب کرده ایم که  $h^\epsilon(0, 0) = 0$ .

اکنون می خواهیم (٢٥) را ثابت کیم. قضیه زیر در [CG2] اثبات شده است:

قضیه ٤.١. به ازای  $t, p > 0$  داریم

$$\limsup_{\epsilon \rightarrow 0} Var \Gamma^\epsilon(t) \leqslant \limsup_{\epsilon \rightarrow 0} Var \Gamma^\epsilon(t) < \infty \quad (٣٠)$$

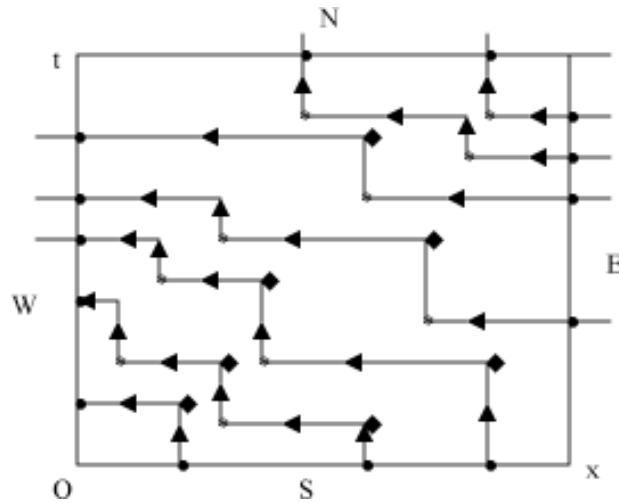
که در آن واریانس نسبت به  $P_p$  حساب شده است و

$$\Gamma^\epsilon(t) = \epsilon^{-\frac{t}{\eta}} h^\epsilon(-tH'(p), p)$$

اکنون که می‌دانیم مشابه قضیه ۱.۲) برای فرایند ایستای  $\mathbb{P}_p$  چه باید باشد، خوب است مدل ADH را مورد بررسی دقیق‌تری قرار دهیم. یادآور می‌شویم که برای  $\mathbb{P}_p$  هم تصادفی بودن اولیه  $w^0$  و هم تصادفی بودن دینامیک آن  $\hat{w}$  را داریم.  $w^0$  محدود به  $\mathbb{R}^+$  و  $\mathbb{R}^-$  را به ترتیب با  $w_+^0$  و  $w_-^0$  نشان می‌دهیم. محدودیت  $\hat{w}$  به راست و چپ محور  $t$  را نیز با  $\hat{w}_\pm$  نمایش می‌دهیم. می‌دانیم که  $\hat{w}_+, \hat{w}_-, w_+$  و  $w_-$  مستقل از یکدیگر هستند. محدودیت هیئت ذرات به  $(0, +\infty)$  و  $(-\infty, 0)$  را به صورت  $\hat{\eta}(t)$  می‌نویسیم. اکنون می‌گوییم که چون ذرات تنها به سمت چپ می‌جهند،  $\hat{\eta}(t)$  فقط به  $w_+^0$  و  $w_-^0$  بستگی دارد. در واقع هم اگر یک نقطه پواسن  $\hat{w}$  بین دو ذره ظاهر شود، از یک نقطه پواسن  $\hat{w}$  برای جهش یک ذره  $w_-^0$  استفاده می‌کنیم؛ در غیر این صورت، هیچ ذره جدیدی در آن مکان خلق نمی‌شود. اگر از تمامی  $w$  استفاده کنیم، به جای یک ذره جدید، ذرهای داریم که از روی  $w$  پریده است. به عبارت دیگر، هیئت‌های ذرات در سمت چپ مبدأ تغییری نمی‌کنند چه از کل  $w$  استفاده کنیم چه از  $w_-^0$  فقط. با در نظر داشتن این امر، مشاهده می‌کنیم که زمان‌های خلقت ذرات جدید به تعبیر  $w_-^0$ ، معادل همان موقعی هستند که ذرهای، به تعبیر  $w$  کی، از مبدأ می‌گذرد. هدف ما از بیان این مطالب این است که نقاطی بر روی محور  $t$  که محل عبور ذرات هستند فرایندی تشکیل می‌دهند که تنها به  $w_-^0$  بستگی دارد و از این رو مستقل از  $w_+$  است. اکنون فقط دستگاه ذراتی را در نظر می‌گیریم که در سمت راست مبدأ قرار می‌گیرد. این دستگاه را می‌توان به شیوه مارکفی و به کمک سه فرایند پواسن توصیف کرد که عبارتند از یک فرایند نقطه پواسنی با شدت  $1/p$  برای نقاط خروجی واقع بر محور  $t$  ها. این فرایند جدید معادل است با  $\mathbb{P}_p$  که به ربع اول محدود شده باشد و آن را با  $\mathbb{P}_p^+$  نمایش می‌دهیم. یکی دیگر از خواص مفید  $\mathbb{P}_p$  را که بر حسب  $\mathbb{P}_p^+$  قابل بیان است، توضیح خواهیم داد.

یادآور می‌شویم که نقاط پواسن داخل مستطیل  $[0, t] \times [0, x]$  در ضلع  $\{x\} \times [0, x]$ ، و نقاط خروجی پواسن در ضلع غربی  $[0, t] \times \{x\}$  بر حسب  $\mathbb{P}_p^+$  مستقل هستند و شدت آنها به ترتیب  $1/p$  و  $1/p$  است. اما یک ویژگی خاص که در نظریه صفت به قضیه برک معروف است، می‌گوید که فرایند ذره نقطه‌ای در ضلع شمالی  $\{t\} \times [0, x]$ ، نقاط ورودی در ضلع شرقی  $[0, t] \times \{x\}$  و گوشه‌های غیر  $L$  شکلی در داخل  $[0, t] \times [0, x]$  همگی مستقل‌اند. به علاوه این فرایندها باز هم پواسن هستند باشد  $1/p$  و  $1$  باهمیان ترتیب. اکنون آمادگی داریم تا فرمولی برای واریانس به دست آوریم که بعداً از آن در جزئی از اثبات حدس مان (۲۷) بهره خواهیم برد. باید توجه داشت که  $h(x, t) = h(x, t; w) = (w_+^0, \hat{w}_+) \cdot h(x, t)$  چیزی جز تعداد نقاط خروجی روی ضلع تعداد نقاط در ضلع شمالی، نیست. به این دلیل ساده که

$$h(x, t) = h(0, t) + \#\hat{\eta}'(x, t)$$



\* فرآیند پواسن باشد  $\diamond$   
 شکل ۸  $(W, S, *)$  فرآیند پواسن باشد  $p$   
 $E, W$  فرآیند پواسن باشد  $1/p$

که در آن  $\bar{\eta}'(x, t)$  هیأت ذرات است که به بازه  $[0, x]$  در زمان  $t$  محدود شده باشد. قانون بقای جرم می‌گوید

$$h(0, t) + \# \vec{\eta}(x, 0) = (h(x, t) - h(x, 0)) + \# \vec{\eta}(x, t)$$

$E, W, S$  و  $N$  به اختصار نشان دهنده تعداد نقاط در اضلاع شرقی، جنوبی، غربی و شمالی  $[0, x] \times [0, t]$  خواهند بود. بنابراین داریم

$$W + N = S + E$$

اما

$$\begin{aligned} Var(h(x, t)) &= Var(W + N) = Var(W) + Var(N) + 2Cov(W, N) \\ &= Var(W) + Var(N) + 2Cov(S + E - N, N) \\ &= Var(W) - Var(N) + 2Cov(S, N) \end{aligned}$$

زیرا طبق قضیه برک،  $N = S + E - W$  و به دست می‌آوریم

$$Var(h(x, t)) = Var(N) - Var(W) + 2Cov(W, E)$$

در نتیجه

$$Var(h(x, t)) = p(-tH'(p) - x) + 2Cov(S, N) \quad (31)$$

$$Var(h(x, t)) = p(x + tH'(p)) + 2Cov(W, E) \quad (32)$$

این روابط را باید با (۲۸) مقایسه کرد.

اکنون به بررسی  $Cov(W, E)$  و  $Cov(S, N)$  می‌پردازیم. برای این کار، نوعی از این مدل را در نظر می‌گیریم که در آن هیئت اولیه به مقدار کمی مختل شده است. دقیق‌تر بگوییم،  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+$  را در نظر می‌گیریم اما به جای توزیع اولیه، یک فرایند نقطه پواسن با شدت  $p + \delta$  قرار می‌دهیم. حاصل را با  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+$  نشان می‌دهیم. ادعای ما این است که

$$\frac{d}{ds} \mathbb{E}_{p,\delta}^+ N \Big|_{\delta=0} = \frac{1}{p} Cov(S, N) \quad (33)$$

از آنجا که  $\mathbb{E}_{p,\delta}^+ N$  مستقل از  $\delta$  است، داریم

$$\frac{d}{ds} \mathbb{E}_{p,\delta}^+ N \Big|_{\delta=0} = \sum_{n=0}^{\infty} \mathbb{E}_p^+ (N \mid S = n) \frac{d}{ds} \mathbb{P}_{p,\delta}^+ (S = n) \Big|_{\delta=0},$$

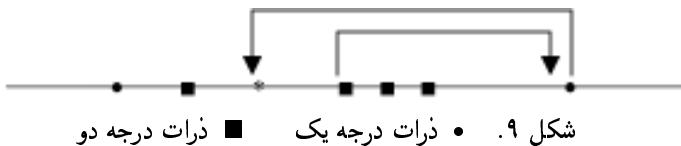
$$\begin{aligned} \frac{d}{ds} \mathbb{P}_{p,\delta}^+ (S = n) \Big|_{\delta=0} &= \frac{d}{ds} \frac{(x(p+\delta))^n}{n!} e^{-(p+\delta)x} \Big|_{\delta=0} \\ &= n \frac{(xp)^n}{n!} \frac{1}{p} e^{-px} - xe^{-px} \end{aligned}$$

بنابراین

$$\begin{aligned} \frac{d}{ds} \mathbb{E}_{p,\delta}^+ N \Big|_{\delta=0} &= \frac{1}{p} \mathbb{E}_p^+ NS - x \mathbb{E}_p^+ N \\ &= \frac{1}{p} \left( \mathbb{E}_p^+ NS - \mathbb{E}_p^+ S \mathbb{E}_p^+ N \right) \\ &= \frac{1}{p} Cov(S, N) \end{aligned}$$

که (۳۳) را ثابت می‌کند. آنچه (۳۲) می‌گوید اساساً این است که کواریانس  $S$  و  $N$  برابر است با ضرب در حساسیت بینهایت کوچک  $\mathbb{E}_p^+ N$  نسبت به شدت  $S$ . اکنون سمت چپ (۳۲) را مورد توجه قرار می‌دهیم. ابتدا مشاهده می‌کنیم که  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+$  را می‌توان به طریق زیر ساخت. یک فرایند پواسن با شدت  $p + \delta$  را می‌توان در شروع به صورت اجتماع دو فرایند نقطه پواسنی مستقل با شدت  $p$  و  $\delta$  بیان کرد. نقاط فرایند اول را ذرات درجه یک و نقاط فرایند دوم را ذرات درجه دو می‌نامیم. (توجه: این دقیقاً مشابه میکروسکوپی (۲۷) است). ادعای ما این است که این وضعیت در زمان‌های بعد نیز ادامه می‌باید. یعنی این که، در زمان  $t$ ، فرایند  $(t)$   $\vec{\eta}$  را می‌توان به صورت اجتماع دو فرایند  ${}^1\vec{\eta}$  و  ${}^2\vec{\eta}$  نوشت که توزیع  ${}^1\vec{\eta}$  بر طبق  $\mathbb{P}_p^+$  است و تشکیل شده است از ذرات درجه

یک، در صورتی که  $\frac{1}{\eta}$  تشکیل شده است از ذرات درجه دو و تحولات آن به  $\frac{1}{\eta}$  بستگی دارد. منظور ما این است که چون در ربع اول و همین طور بر روی محور  $t$  ها از فرایند نقطه پواسنی واحدی استفاده می کنیم، فرایندهای  $\mathbb{P}_p^+$  و  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+$  را می توان طوری جفت کرد که  $\frac{1}{\eta}$ ، که طبق  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+$  توزیع شده است، برابر باشد با  $\frac{1}{\eta}$  ل ۱ که  $\frac{1}{\eta}$  بر طبق  $\mathbb{P}_p^+$  توزیع شده است. درستی این امر را می توان به سادگی، با بررسی دینامیک  $\frac{1}{\eta}$ ، تحقیق کرد.



شکل ۹. • ذرات درجه یک ■ ذرات درجه دو

فرض می کنیم نقطه پواسنی \* در لحظه  $t$  ظاهر شود. نزدیکترین ذره درجه یک را در سمت راست این نقطه قرار می دهیم. در آن لحظه، ذره درجه یک به مکان \* انتقال داده می شود. اگر یک ذره درجه دو بین \* و ذره درجه یک قرار داشته باشد، چیز دیگری اتفاق نمی افتد؛ در غیر این صورت نزدیکترین ذره درجه دو که در سمت چپ \* قرار دارد به مکان قبلی ذره درجه یک انتقال می باید نگاه کنید به شکل ۹. توجه داشته باشید که ذرات درجه دو تنها می توانند به سمت راست حرکت کنند. برای محاسبه سمت چپ معادله (۳۳) اکنون آمادگی داریم. مکان ذرات درجه دو را با  $(y_1(t), \dots, y_k(t))$  مشخص می کنیم. در ابتدا تمام  $y_i$  ها در بازه  $[x, ۰]$  قرار دارند و توزیع آنها بر طبق یک فرایند پواسن باشد  $\delta$  است. پس داریم

$$\mathbb{H}_p^+ N - \mathbb{H}_p^+ N = \mathbb{H}_{p,\delta}^+ \sum_j \mathbb{P}(y_i(t) < x)$$

تعداد اولیه ذرات درجه دو را با  $\mathbb{P}_{p,\delta}^+(\eta^* \geq 2) = O(\delta^2)$  نمایش می دهیم. از آنجا که

$$\mathbb{H}_{p,\delta}^+ N - \mathbb{H}_p^+(N) = \mathbb{P}_{p,\delta}^+(\eta^* = 1, X(t) \leq x) + O(\delta^2)$$

که در آن  $X(t)$  مکان تنها ذره درجه دو است. توجه داشته باشید که مکان اولیه  $(0)$  به طور یکنواخت از  $(x, ۰)$  انتخاب شده است. مکان تنها ذره درجه دو را که از نقطه  $z$  شروع می کند با  $X(t : z)$  نشان می دهیم. داریم

$$\mathbb{H}_{p,\delta}^+ N - \mathbb{H}_p^+ N = \delta \int_0^x \mathbb{P}_{p,\delta}^+(X(t; z) \leq x) dz + O(\delta^2)$$

$$= \delta \int_0^x \mathbb{P}_{p,\delta}^+(X(t; ۰) \leq x - z) dz + O(\delta^2)$$

$$= \delta \int_0^x \mathbb{P}_{p,\delta}(x - X(t; ۰) \geq z) dz + O(\delta^2)$$

$$= \delta \mathbb{E}_{p,\delta}^+ \left( x - X(t; \circ) \right) + O(\delta^2)$$

که برای تساوی دوم از ایستا بودن  $\mathbb{P}_p$  استفاده کرده‌ایم. به جای  $(\circ, X(t))$  به اختصار می‌نویسیم  $(\circ, X(t))$ ، و بدست می‌آید

$$\frac{d}{d\delta} \mathbb{E}_{p,\delta}^+ N \Big|_{\delta=\circ} = \mathbb{E}_{p,\delta}^+ \left( x - X(t) \right)^+$$

از این رابطه و روابط (۳۳) و (۳۱) نتیجه می‌شود که

$$Var(h(x, t)) = p \left( -tH'(p) - x \right) + 2p \mathbb{E}_p^+ \left( x - X(t) \right)^+$$

$Cov(W, E)$  را نیز به همین منوال حساب می‌کنیم. برای این کار، محورها را  $90^\circ$  درجه می‌چرخانیم و نقش  $x$  و  $t$  را با یکدیگر عوض می‌کنیم. اکنون «درابتدا» ذرات روی ضلع شرقی مستطیل  $[0, x] \times [0, t]$  قرار گرفته‌اند و از ضلع جنوبی وارد می‌شوند. در داخل، یک فرایند نقطهٔ پواسنی باشدت ۱ داریم که در گوش‌هایی که  $L$  شکل نیستند قرار دارند. به تدریج که مختصهٔ  $x$  کاهش می‌یابد، ذرات به سمت شمال حرکت می‌کنند و مختصهٔ  $t$  افزایش پیدا می‌کند. اگر یک «درجه دو» از گوش  $(x, t)$  مستطیل شروع کند، به سمت جنوب حرکت خواهد کرد در حالی که ذرات درجه یک به سمت بالا حرکت می‌کنند. اگر مختصهٔ  $t$  این ذرهٔ درجه دو را با  $(0, z-t)$  نشان دهیم، در این صورت  $\circ = z(x)$  و

$$Var(h(x, t)) = p \left( x + tH'(p) \right) + \frac{2}{p} \mathbb{E}_p^+ \left( t - z(\circ) \right)^+ \quad (34)$$

حال وقت آن رسیده که (۳۴) را مورد بررسی قرار داده درباره معنای آن بیاندیشیم. اگر انتخاب کیم  $x = -tH'(p)$ ، خواهیم داشت

$$Var(h(x, t)) = 2p \mathbb{E}_p^+ \left( x - X(t) \right)^+$$

این رابطه می‌گوید که نویفهٔ دینامیکی مسؤول افت و خیزهای  $h(x, t)$  است. به علاوه،

$$X(t) = -tH'(p) + O(t)$$

و واریانس  $h(-tH'(p), t)$  برابر است با  $p$  ضرب در نوعی واریانس بینهایت کوچک که مقدار انحراف  $(X(t))$  از مکان ماکروسکوپی آن  $-tH'(p)$  تعیین کننده آن است و این رابطه بسیار نزدیکی دارد با این امر که تغییرات کوچک در جواب  $u_t = H(u_x)$  در امتداد خطوط مشخصه انتقال پیدا می‌کنند. یک ذرهٔ درجه دو در واقع یک تغییر بینهایت کوچک در چگالی است (تنها یک ذره بدان اضافه می‌شود) و این تغییر در مقیاس ماکروسکوپی، در امتداد خط مشخصه‌ای که از مکان اولیهٔ ذره شروع می‌شود حرکت می‌کند. سرانجام، (۳۴) را به صورت زیر می‌نویسیم

$$Var(h^\epsilon(x, t)) = \epsilon p \left( -tH'(p) - x \right) + 2p\epsilon \mathbb{E}_p^+ \left( x - X^\epsilon(t) \right)^+$$

که در آن  $X^\epsilon(t) = \epsilon X\left(\frac{t}{\epsilon}\right)$ . در بخش ۵ نشان خواهیم داد که

$$\mathbb{E}_p^+ \left( x - X^\epsilon(t) \right)^+ = O(\epsilon^{\frac{1}{r}})$$

یا معادل آن

$$\mathbb{E}_p^+ \left( x - X(t) \right)^+ = O(t^{\frac{1}{r}})$$

به ازای  $x = -tH'(p)$

## ۵. ذره درجه دو

در بخش ۴، تخمین واریانس  $Var(h^\epsilon(-tH'(p), t)) = O(\epsilon^{\frac{1}{r}})$  را تبدیل به تخمینی برای اندازه افت و خیزهای یک ذره درجه دو کردیم. یک ذره درجه دو  $(X(t))$  از مبدأ آغاز می کند و انتظار ما این است که هرگاه  $t \rightarrow +\infty$  داشته باشیم

$$X(t) = -tH'(p) + \bar{Z}t^{\frac{1}{r}} + O(t^{\frac{1}{r}})$$

برای قضیه ۱۰.۴، کافیست نشان دهیم

$$t^{\frac{1}{r}} \lesssim \mathbb{E}_p^+ \left( -tH'(p) - X(t) \right)^+ \lesssim t^{\frac{1}{r}}$$

که در آن  $b(t) \lesssim a(t)$  بدين معناست که عدد ثابتی مانند  $C$  وجود دارد به طوری که به ازای تمام  $t$  ها  $a(t) \leq Cb(t)$ . قبل از بررسی فرایند  $(X(t))$ ، این مسئله را در مقیاس ماکروسکوپی در نظر می گیریم. یاد آور می شویم که هر اختلال کوچک در جواب معادله  $u_t = H(u_x)$ ، در امتداد خط مشخصه منتشر می شود. اگر  $u$  یک جواب غیرکلاسیک این معادله باشد، خطوط مشخصه را باید به نحوی مناسب تعبیر کرد. با استفاده از فرمول وردش هویف و لکس<sup>۱</sup>، این کار آسان می گردد.

داریم

$$u(x, t) = \sup_y \left[ u(y, 0) - tL\left(\frac{y-x}{t}\right) \right] \quad (35)$$

می دانیم که اگر  $u$  در نقطه  $x$  و در زمان  $t$  مشتق پذیر باشد، آنگاه سوپریمم فوق تنها در یک نقطه می پیوندد؛ در غیراین صورت ماکریمم کننده منحصر به فرد نیست و یک تناظریک به یک بین مجموعه کاندیدهایی که برای  $u_x$  داریم (که بستگی به نحوی نزدیک شدن به  $(x, t)$  از نقاط نزدیک به آن دارد)  $y = y(x, t)$  به وقوع و مجموعه ماکریمم کنندها وجود دارد. این تناظر از طریق رابطه

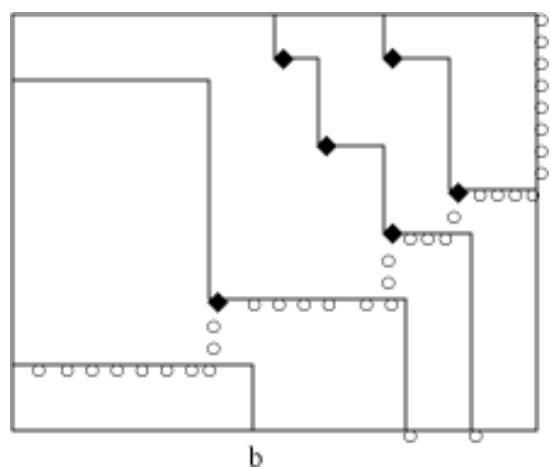
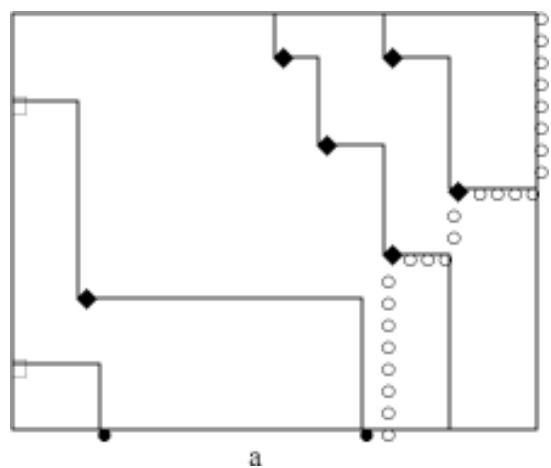
$$u_x = L'\left(\frac{y-x}{t}\right)$$

1) Lax

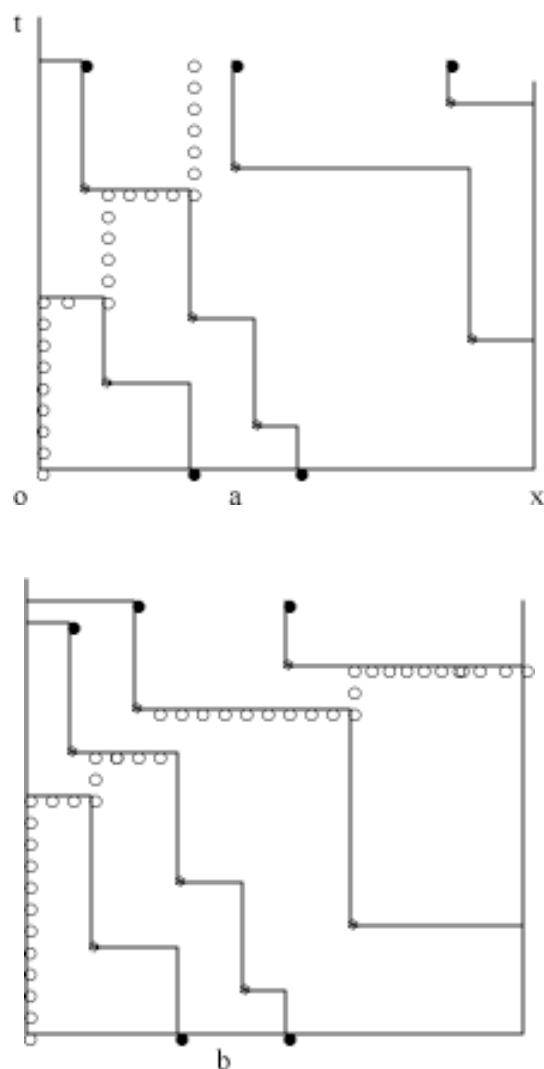
برقرار می‌شود. در واقع، می‌توانیم تابعی مانند  $y(x, t)$  تعریف کنیم که نسبت به  $x$  غیرنزوی باشد و هرگاه  $u_x$  تک مقداری باشد،  $y$  هم نسبت به  $x$  پیوسته باشد؛ در غیراین صورت  $y$  در  $x$  یک ناپیوستگی جهشی داشته باشد و  $y(x_+, t)$  و  $y(x, t)$  نشان دهنده بزرگ‌ترین و کوچک‌ترین ماکریم کننده در عبارت (۳۵) باشد. همچنین، هرگاه  $y(x_-, t) = y(x, t)$ ، یک خط مشخصه واحد وجود دارد که پس از  $t$  واحد زمانی به  $x$  می‌رسد. در واقع می‌توانیم  $y$  را معکوس کنیم و یک تابع غیرنزوی  $(y, t)$  به دست آوریم. این تابع به عنوان تابعی از زمان در معادله دیفرانسیل

$$\frac{dx}{dt} = -H'(u_x(x, t)) \quad (36)$$

با شرط اولیه  $y(0, 0) = x$  صدق می‌کند. معادله دیفرانسیل معمولی (۳۶) مکان ماکروسکوپی یک ذره درجه دو را به دست می‌دهد. به عبارت دقیق‌تر، اگر یک ذره درجه دو،  $X(t) = X\left(t; \frac{y}{\epsilon}\right)$  از  $\left[\frac{y}{\epsilon}\right]$  شروع کند، در این صورت  $X^\epsilon(t) = \epsilon X\left(\frac{t}{\epsilon}\right)$  و قاعده  $\circ$  به  $x(y, t)$  همگرا می‌شود. بخصوص، اگر  $u(x, t) = px + tH(p)$  در این صورت  $(y, t) = y - tH'(p)$  خلاصه این که، مورد نظر ما مکان ذره درجه دو یعنی  $x(y, t)$  است، اما اگر معکوس آن  $y(x, t)$  را در نظر بگیریم، یک شاخص وردشی دراختیار داریم که همان ماکریم کننده سمت راست رابطه (۳۵) است. در حالت کلی توصیف وردشی مشابهی برای  $x(y, t)$  در دست نداریم. هر چند، هنگامی که همتأثراً ماکروسکوپی آن تابع، یعنی  $x(t; y)$  را مورد بررسی قرار می‌دهیم، به شرط این که فقط اندازه ایستای  $\mathbb{P}_p$  را در نظر بگیریم، یک مشخصه ایستا برای آن وجود خواهد داشت. در واقع، قضیه باک این اجازه را می‌دهد که زمان را معکوس کنیم و ضلع شمالی مستطیل  $[0, t] \times [0, x]$  را ضلع آغازین فرض کنیم. متغیر فضای را هم تحت انعکاس قرار می‌دهیم به طوری که گوشه  $(x, t)$  نقش مبدأ را ایفا کند.



## شکل ۱۰



شکل ۱۱

و علامت  $o$  مسیریک ذره درجه دو را نشان می‌دهد.

در شکل ۱۰ دو نمونه از ذرات درجه دو نشان داده شده است. در (a) داریم  $x < tH'(p)$  و در (b) داریم  $x > tH'(p)$  و مکان ماکروسکوپی است. در شکل ۱۱، زمان معکوس شده است

و مختصه  $x$  نیز نسبت به نقطه وسط بازه انعکاس یافته است. در شکل ۱۱، در هر دو قسمت  $a$  و  $b$ ، داریم  $\mathbb{E}(x, t) = h(x, t)$ ، یعنی چهار مسیر ذره در مستطیل  $[0, t] \times [0, x]$  وجود دارد.

در مورد (a)، یک منحنی بالارونده را که به طور ضعیف صعده است به این ترتیب انتخاب می کنیم که ابتدا دو ذره روی محور  $x$  ها در نظر گرفته و سپس یک منحنی بالارونده اکیداً صعده را برمی گزینیم. اما در مورد (b) ابتدا نقطه ای را روی محور  $t$  ها انتخاب کرده و سپس یک منحنی اکیداً بالارونده را گزینش می کنیم.

به طور کلی تر

$$h(x, t) = \max \left( h_1(x, t), h_2(x, t) \right) \quad (37)$$

که در آن

$$h_1(x, t) = \sup_{\circ < \xi < x} \{ h(\xi, \circ) + \hat{\gamma}(x, t; \xi, \circ) \} \quad (38)$$

$$h_2(x, t) = \sup_{\circ < \xi < t} \{ h(\circ, \xi) + \hat{\gamma}(x, t; \circ, \xi) \} \quad (39)$$

در این روابط  $\hat{\gamma}(x, t; a, b)$  اندازه طولانی ترین منحنی بالارونده صعده از (a, b) تا (x, t) است. همان طور که شکل های ۱۰ و ۱۱ نشان می دهند، نقطه مرزی ماکزیمم کننده بر روی محور  $x$  ها خواهد بود اگر و تنها اگر  $x < X(t)$ . فرض می کنیم  $Z(t)$  بزرگترین مختصه  $x$  ممکن برای چنین ماکزیمم کننده ای باشد. اگر تمام نقاط مرزی ماکزیمم کننده بر روی محور  $x$  ها واقع باشند، فرار می دهیم  $\circ = Z(t)$ . خلاصه این که

$$Z(t) \stackrel{D}{=} \left( x - X(t) \right)^+ \quad (40)$$

یعنی متغیرهای تصادفی  $Z(t)$  و  $\left( x - X(t) \right)^+$  دارای توزیع یکسان هستند. اما رابطه (۳۵) معادل است با این که بگوییم قضیه ۲.۵. داریم

$$t^{\frac{1}{p}} \lesssim \mathbb{E}_p^+(Z(t)) \lesssim t^{\frac{1}{p}} \quad (41)$$

ابتدا توضیحی راهگشا برای (۴۱) ارائه خواهیم داد. این توضیح به درک بهتر استراتژی نهفته در پس اثبات این قضیه که به کاتور و گروئن بوم [CG2] باز می گردد، خواهد انجامید. نقطه  $Z(t)$

برای سوپریمم در رابطه (۳۸) یک ماکزیمم کننده است. یادآور می‌شویم که  $x = -tH'(p)$  و برای فرایندهای پواسنی میگوید  $CLT$

$$h(z, \circ) = pz + B_p(z) + O(\sqrt{z})$$

که در آن  $(z) B_p(z)$  یک حرکت براونی است. این را به صورت زیر می‌نویسیم:

$$h(at^{\frac{1}{\gamma}}, \circ) = apt^{\frac{1}{\gamma}} + t^{\frac{1}{\gamma}} B_p(a) + O(t^{\frac{1}{\gamma}}), \quad (42)$$

به ازای  $a < t^{\frac{1}{\gamma}} < 0$ . البته، انتظار داریم که متغیر تصادفی  $A$ ، مستقل از  $a$ ، وجود داشته باشد به طوری که

$$\hat{\gamma} \left( -tH'(p), t; at^{\frac{1}{\gamma}}, \circ \right) = 2 \left[ \left( -tH'(p) - at^{\frac{1}{\gamma}} \right) t \right]^{\frac{1}{\gamma}} + t^{\frac{1}{\gamma}} A + O(t^{\frac{1}{\gamma}}) \quad (43)$$

این را از قضیه (۲.۱) می‌دانیم و سعی می‌برایم از نتایج (۴۳)، که از طریق استدلال‌های احتمالاتی اثبات‌پذیر است و برای قضیه (۵.۱) لازم می‌باشد، استفاده کیم. فعلاً (۴۳) را می‌پذیریم و به توضیح راهگشا ادامه می‌دهیم. اگر طرف راست (۴۳) را بسط دهیم، خواهیم داشت

$$\begin{aligned} & 2t \left( -tH'(p) - at^{\frac{1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma}} + t^{\frac{1}{\gamma}} A + O(t^{\frac{1}{\gamma}}) \\ &= 2t \sqrt{-H'(p)} \left( 1 - \frac{a}{-H'(p)} t^{-\frac{1}{\gamma}} \right)^{\frac{1}{\gamma}} + t^{\frac{1}{\gamma}} A + O(t^{\frac{1}{\gamma}}) \\ &= 2t \sqrt{-H'(p)} \left( 1 - \frac{1}{\gamma} \frac{a}{-H'(p)} t^{-\frac{1}{\gamma}} - \frac{1}{\lambda} \frac{a}{(-H'(p))^2} t^{-\frac{2}{\gamma}} \right) + t^{\frac{1}{\gamma}} A + O(t^{\frac{1}{\gamma}}) \\ &= \frac{t}{p} - apt^{\frac{1}{\gamma}} - \frac{1}{\gamma} p^{\frac{1}{\gamma}} a^{\frac{1}{\gamma}} t^{\frac{1}{\gamma}} + t^{\frac{1}{\gamma}} A + O(t^{\frac{1}{\gamma}}). \end{aligned} \quad (44)$$

از رابطه فوق، (۴۲) و (۳۸) به دست می‌آوریم

$$\begin{aligned} h_{\lambda} \left( -tH'(p), t \right) &= h_{\lambda} \left( \frac{t}{p}, t \right) \\ &= \frac{t}{p} + t^{\frac{1}{\gamma}} \max_{0 < a < t^{\frac{1}{\gamma}}} \left[ B_p(a) - \frac{1}{\gamma} p^{\frac{1}{\gamma}} a^{\frac{1}{\gamma}} + A \right] + O(t^{\frac{1}{\gamma}}) \end{aligned} \quad (45)$$

از آنجا که  $A$  یک متغیر تصادفی مستقل از  $a$  است،  $i$  ماکزیمم کننده در (۴۴) نمی‌تواند خیلی بزرگ باشد؛ یعنی هرگاه  $t \rightarrow \infty$ ، ماکزیمم کننده باید کراندار باقی بماند. بنابراین  $z$  ماکزیمم کننده در (۳۸) باید از مرتبه  $t^{\frac{1}{\gamma}}$  باشد. در واقع محاسباتی که در بالا انجام دادیم به فرمول زیر منجر می‌شود:

$$h^{\epsilon} \left( -tH'(p), t \right) = 2tH(p) + t^{\frac{1}{\gamma}} Z_p(t) + O(\epsilon^{\frac{1}{\gamma}})$$

که  $\bar{Z}_p(t)$  یک متغیر تصادفی است که می توان آن را به صورت زیر نوشت:

$$\bar{Z}_p(t) \stackrel{D}{=} t^{\frac{1}{p}} \max_a \left( B_p(a) - \frac{1}{p} p^{\frac{1}{p}} a^{\frac{1}{p}} \right) + \left( \frac{t}{p} \right)^{\frac{1}{p}} Z^* \quad (46)$$

$B_p(a)$  یک حرکت برائونی است با واریانس  $pa$ ,  $Z^*$  یک متغیر تصادفی تریسی - ویدام است و این دو از یکدیگر مستقل هستند.

خطوط کلی اثبات (٤١) را ادامه می دهیم. اول مشاهده می کنیم که اگر تابع ارتفاع واسطه به اندازه  $\mathbb{P}_q$  را با  $h^*(x, t)$  نشان دهیم، همیشه خواهیم داشت

$$\hat{\gamma}(x, t; Z, \circ) \leq h^q(x, t) - h^q(z, \circ) \quad (47)$$

رابطه (٤٥) به این دلیل است که می دانیم  $h^q(x, t) = h^q(x, \circ) + h^q(\circ, t)$  شمارشگر تعداد مسیرهای ذراتی است که در داخل مستطیل  $[0, t] \times [0, x]$  قرار دارند. سمت راست رابطه (٤٥) هم آن مسیرهایی را می شمارد که یک از یک نقطه بازه  $[z, x]$  شروع نمی شوند. این عدد را می توان به عنوان مشخصه اندازه طولانی ترین منحنی رو به بالایی که به طور ضعیف صعده است و نقطه  $(\circ, z)$  را به نقطه  $(x, t)$  وصل می کند، در نظر گرفت. یعنی این که این منحنی اجازه دارد، قبل از این که از  $[0, t] \times [z, x]$  نقاط پواسنی را انتخاب کند، نقاطی را از  $\{z\} \times [0, t]$  یا  $[z, x] \times \{t\}$  برگزیند. البته، تعداد منحنی هایی که به طور ضعیف صعده هستند، اقلاً برابر است با تعداد منحنی هایی که اکیداً صعده هستند و بنابراین (٤٥) به ازای هر  $q$  ای درست است. انتخاب بهترین  $q$  برای ما چندان مشکل نیست. از نظر ماکروسکوپی (٤٥) متناظر است با

$$2\sqrt{(x-z)t} \leq (x-z)q + tH(q) = (x-z)q + \frac{t}{q}$$

این نابرابری یک تساوی می شود هرگاه

$$q = \left( \frac{t}{x-z} \right)^{\frac{1}{p}} = \left( \frac{x}{t} - \frac{z}{t} \right)^{-\frac{1}{p}}$$

در موردی که با آن سروکار داریم  $x = -tH'(p) = \frac{t}{p^{\frac{1}{p}}}$  و این بدان معناست که بهترین  $q$  عبارت است از

$$q = \left( \frac{1}{p^{\frac{1}{p}}} - \frac{z}{t} \right)^{-\frac{1}{p}} \quad (48)$$

باید توجه داشت که اگر  $z$  ماکزیمم کننده (٣٨) باشد، در این صورت

$$h_1(x, t) = h^p(z, \circ) + \hat{\gamma}(x, t; z, \circ)$$

$$\leq h^p(z, \circ) + h^q(x, t) - h^q(z, \circ)$$

یا

$$h^q(z, \circ) - h^p(z, \circ) \leq h^q(x, t) - h_1^q(x, t)$$

$$\leq h^q(x, t) + h^p(x, t).$$

در این رابطه به جای  $h$  نوشته ایم  $h^p$ . انتخاب ما (۴۶) به ازای  $p < q$  صادق است. از آنجا که را می‌توان تعداد ذرات پواسنی باشد  $p - q$  فرض کرد، داریم

$$h^{q-p}(z, \circ) \leq h^q(z, t) - h^p(z, t)$$

جفت‌شده‌گی بین  $\mathbb{P}_p$  و  $\mathbb{P}_q$  را با  $\hat{\mathbb{P}}$  نشان می‌دهیم. داریم

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_p(Z(t) > \lambda) &\leq \hat{\mathbb{P}}(h^{q-p}(\lambda, \circ)) \leq h^q(x, t) - h^p(x, t) \\ &\leq \hat{\mathbb{P}}(h^{q-p}(\lambda, \circ)) \leq \hat{\mathbb{E}}(h^{q-p}(\lambda, \circ) - a) \\ &+ \hat{\mathbb{P}}(\hat{\mathbb{E}}(h^{q-p}(\lambda, \circ) - a) \leq h^q(x, t) - h^p(x, t)) \end{aligned} \quad (49)$$

که در آن

$$\begin{aligned} b &= \hat{\mathbb{E}}[h^{q-p}(\lambda, \circ) - h^q(x, t) + h^p(x, t)] - a \\ &= \lambda(q-p) - x(q-p) - t(H(q) - H(p)) - a \\ &\text{را برابر } \left( \frac{\lambda}{p^{\frac{1}{q}}} - \frac{\lambda}{t} \right)^{-\frac{1}{q}} \text{ می‌کنیم به طوری که} \end{aligned}$$

$$b = b(\lambda) = -\lambda p - \frac{1}{q} \left( (X - \lambda)t \right)^{\frac{1}{q}} + xp + \frac{t}{p} - a$$

اما  $b(\circ) = -a$  زیرا  $b(\circ) = 0$  و  $b(\circ) = -a$  از طرف دیگر،  $b$  محدب است زیرا  $b''(\lambda) = \frac{t^{\frac{1}{q}}}{q} (x - \lambda)^{-\frac{q}{q}}$  در نتیجه،

$$b \geq \frac{b''(\circ)}{q} \lambda^q - a = p^{\frac{1}{q}} \frac{\lambda^q}{q t} - a$$

اکنون مقدار  $a$  را برابر  $p^{\frac{1}{q}} \frac{\lambda^q}{q t}$  انتخاب می‌کنیم به طوری که

$$b \geq p^{\frac{1}{q}} \frac{\lambda^q}{q t}$$

اکنون کرانی برای عبارت سمت راست (۴۳) تعیین می‌کنیم. مسلماً داریم

$$Var(h^{q-p}(\lambda, \circ)) = (q-p)\lambda \quad (50)$$

به علاوه

$$Var(h^q(x, t) - h^p(x, t)) \leq 2Varh^q(x, t) + 2Varh^p(x, t)$$

حال رابطه ای بین  $Varh^q$  و  $Varh^p$  خواهیم یافت. داریم

$$Var\left(h^q(x, t)\right) = \frac{tq}{xq} - : xq + 2q E_q^+ \left(x - X(t)\right)^+ \quad (51)$$

از آنجا که تبدیل  $(\frac{q}{p}x, \frac{p}{q}t)$  را به  $\mathbb{P}_q^+(x, t) \mapsto (\frac{q}{p}x, \frac{p}{q}t)$  تبدیل می کند، نتیجه می گیریم که

$$E_q^+ \left(x - X(t)\right)^+ = E_p^+ \left(x - \frac{p}{q}X(t \frac{p}{q})\right)^+$$

از این رابطه، (٤٩) و این که  $x = tp^-$  می توان نتیجه گرفت که

$$\begin{aligned} Var\left(h^q(x, t)\right) &= \frac{t}{q} - xq + 2q E_p^+ \left(x - \frac{p}{q}X(t \frac{p}{q})\right)^+ \\ &= \frac{t}{q} - xq + 2(xq - \frac{t}{q}) + 2 E_p^+ \left(\frac{t}{q} - pX(t \frac{p}{q})\right)^+ \\ &= xq - \frac{t}{q} + 2p E_p^+ \left(t \frac{p}{q} \frac{\lambda}{p^\gamma} - X(t \frac{p}{q})\right)^+ \\ &= xq - \frac{t}{q} + Var\left(h^p(t \frac{p}{q} \frac{\lambda}{p^\gamma}, t \frac{p}{q})\right) \end{aligned}$$

در اینجا به یک نابرابری اشاره می کنیم که در [CG2] آمده و از اثبات آن صرف نظر می کنیم: به ازای هر  $a < 1$  داریم

$$Var\left(h^p(-tH'(p)a, ta)\right) \leq Var\left(h^p(-tH'(p), t)\right)$$

اگر این رابطه را پذیریم، رابطه زیر لازم می آید

$$Var\left(h^q(x, t)\right) \leq xq - \frac{t}{q} + Var\left(h^p(x, t)\right)$$

بنابراین

$$\begin{aligned} Var\left(h^q(x, t) - h^p(x, t)\right) &\leq 2\left(xq - \frac{t}{q}\right) + 2Var\left(h^p(x, t)\right) \\ &= 2\left(xq - \frac{t}{q}\right) + 4p E_p^+ \left(Z(t)\right) \end{aligned}$$

از رابطه فوق و نابرابری ساده زیر،

$$xq - \frac{t}{q} \leq 2p^\gamma \lambda$$

نتیجه می گیریم که

$$Var\left(h^q(x, t) - h^p(x, t)\right) \leq 4p^\gamma \lambda + 4p E_p^+ \left(Z(t)\right)$$

از این رابطه و روابط (۴۷) و (۴۸) به دست می آید

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_p(Z(t) > \lambda) &\leq \frac{\gamma t^{\frac{1}{\alpha}}}{p^\alpha \lambda^{\frac{1}{\alpha}}} (p-q)\lambda + \frac{\gamma t^{\frac{1}{\alpha}}}{p^\alpha \lambda^{\frac{1}{\alpha}}} \left[ \gamma p^{\frac{1}{\alpha}} \lambda + \lambda p \mathbb{E}_p^+(Z(t)) \right] \\ &\lesssim \frac{t^{\frac{1}{\alpha}}}{\lambda^{\frac{1}{\alpha}}} + \frac{t^{\frac{1}{\alpha}}}{\lambda^{\frac{1}{\alpha}}} \mathbb{E}_p(Z(t)) \end{aligned}$$

به ازای  $\lambda \in (0, tp^{-\frac{1}{\alpha}}]$ . با استفاده از این نابرابری، رسیدن به رابطه

$$\mathbb{E}_p(Z(t)) \lesssim t^{\frac{1}{\alpha}}$$

دیگر مشکل نیست. برای مشاهده جزئیات می توان به [CG2] مراجعه کرد.

## مراجع

- [1] A. Arjmand, *Test. Iran J.Math.* 28, 36, 295-306, (2008).
- [AD1] D. J. Aldous and P. Diaconis. Hammersley's interacting particle process and longest increasing subsequences. *Probab. Th. Rel. Fields*, 103: 199-213, 1995.
- [AD2] D. J. Aldous and P. Diaconis. Longest increasing subsequences: From patience sorting to Baik-Deift-Johansson Theorem. *Bulletin of AMS*, 36: 413-432, 1999.
- [BDK] J. Baik, P.A. Deift, and K. Johansson. On the distribution of the length of the longest increasing subsequence of random Permutations. *J. Amer. Math. Soc.* 12: 1119-1178, 1999.
- [CG1] E. Cator and P. Groeneboom. Hammersley's process with sources and sinks. *Ann. Prob.* 33: 879-903, 2005.
- [CG2] E. Cator and P. Groeneboom. Second class particles and cube root asymptotics for Hammersley's process. *Ann. Prob.* 34: 1273- 1295, 2006.
- [FF] P.A. Ferrari and L. R. G. Fontes. Current fluctuations for the asymmetric simple exclusion process. *Ann. Probab.* 22: 820-832, 1994.
- [C] T. Sepäläinen. Hydrodynamic scaling, convex duality and asymptotic shapes of growth models. *Markov Process. Related Fields*, 4: 1-26, 1998.
- [V] R. Venkatsubramani. Hydrodynamic limit for the asymmetric exclusion process with deterministic initial data and the Hammersley process on  $S^1$ . Ph. D. thesis, New York University, 1995.

٣٤ طولانی ترین زیر دنباله های صعودی و مدل الدوس - دیا کونیس - همزلی

[VK] A. M. Vershik and S. V. Kerov. Asymptotics for the Plancherel measure of the symmetric group and the limiting from of Young tables. Soviet Math. Dokl., 18: 527-531, 1977. Translation of Dokl. Acad. Nauk. SSSR 233: 1024-1027, 1977.

---

مؤلف: فریدون رضاخانلو rezakhan@math.berkeley.edu  
دانشگاه برکلی کالیفرنیا، دانشکده ریاضی

مترجم: یوسف امیرارجمند amirarj@aut.ac.ir  
دانشگاه صنعتی امیرکبیر، دانشکده ریاضی و علوم کامپیوتر