

6

Flutuações

Lembremos que no capítulo anterior demonstramos o limite hidrodinâmico para o processo $\{\eta_t\}_{t \geq 0}$ em $\{0, 1\}^{\Lambda_N}$, com gerador $N^2 L_N$, partindo de $\{\mu^N\}_{N \geq 1}$ uma sequência de medidas de probabilidade em $\{0, 1\}^{\Lambda_N}$ associada a um perfil inicial com $\rho_0 : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$. Provamos que, para cada $0 \leq t \leq T$,

$$\pi_t^N \xrightarrow[N \uparrow \infty]{\mathbb{P}_{\mu^N}} \rho(t, u) du,$$

onde $\rho(t, u)$ é a única solução fraca da equação (4.2).

Este resultado pode ser visto como uma Lei dos Grandes Números para a medida empírica partindo de um conjunto geral de medidas iniciais associada a um perfil. Agora, podemos perguntar sobre o Teorema do Limite Central para a medida empírica. Este é o nosso objetivo neste capítulo.

6.1

Espaço

Consideremos em $L^2[0, 1]$ o operador positivo essencialmente auto-adjunto $-\Delta$ definido por,

$$-\Delta := -\frac{d^2}{dx^2}. \quad (6.1)$$

$$\mathcal{D}(-\Delta) = C_0^2[0, 1] \quad (6.2)$$

As auto-funções e auto-valores do operador Δ são bem conhecidas, e é suficiente resolver a equação $f''(x) = \lambda f(x)$. Desta forma, é fácil obter os auto-valores $\lambda_n = (n\pi)^2$ e as auto-funções $e_n(u) = \sqrt{2} \sin(n\pi u)$, com $n \in \mathbb{Z}$. Logo, pela Teoria de Sturm-Liouville sabemos que $\{e_n\}_{n \geq 1}$ é uma base ortonormal de $L^2[0, 1]$. Definamos o espaço de Hilbert $\mathcal{H}_k = \mathcal{D}((-\Delta)^{\frac{k}{2}})$, $\forall k \in \mathbb{Z}_0^+$, com o produto interno

$$\langle f, g \rangle_k = (\{-\Delta\}^{\frac{k}{2}} f, \{-\Delta\}^{\frac{k}{2}} g),$$

onde (\cdot, \cdot) é o produto interno de $L^2[0, 1]$. Pelo Teorema espectral (ver [3]) temos que

$$\mathcal{H}_k = \left\{ f \in L^2[0, 1] : \sum_{n=1}^{+\infty} n^{2k} (f, e_n)^2 < \infty \right\},$$

e

$$\langle f, g \rangle_k = \sum_{n=1}^{+\infty} (n\pi)^{2k} f(e_n) g(e_n).$$

Além disso, se \mathcal{H}_{-k} denota o espaço dual de \mathcal{H}_k , então

$$\begin{aligned} \mathcal{H}_{-k} &= \{f \in \mathcal{D}'(0, 1) : \sum_{n=1}^{+\infty} n^{-2k} f(e_n)^2 < \infty\}, \\ (f, g)_{-k} &= \sum_{n=1}^{+\infty} (n\pi)^{-2k} f(e_n)g(e_n). \end{aligned}$$

Fixe $k > 5/2$ e defina o campo de flutuações $Y^N \in \mathcal{H}_{-k}$, isto é, Y^N é um funcional linear contínuo e para $H \in \mathcal{H}_k$ se tem que

$$Y^N(H) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} H\left(\frac{x}{N}\right) (\eta(x) - \rho^N(x)), \quad (6.3)$$

e lembre que se μ^N é a distribuição inicial, então $\rho^N(x) = E_{\mu^N}[\eta(x)]$.

Seja $\rho_t^N(x)$ solução da equação semi-discreta do calor dada por

$$\begin{cases} \partial_s \rho_s^N(x) = (\Delta_N \rho_s^N)(x) & \text{para } x \in \Lambda_N, s \geq 0 \\ \rho_0^N(x) = \mathbb{E}_{\nu_{\rho_0(\cdot)}}[\eta_0(x)] & \text{para } x \in \Lambda_N \\ \rho_s^N(0) = \alpha, \rho_s^N(N) = \beta & \text{para } s \geq 0 \end{cases}.$$

Seja Y_t^N o campo de flutuações em \mathcal{H}_{-k} definido em $H \in \mathcal{H}_k$ por

$$Y_t^N(H) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} H\left(\frac{x}{N}\right) (\eta_{tN^2}(x) - \rho_t^N(x)). \quad (6.4)$$

6.2 Rigidez

Seja \mathbb{Q}^N a medida imagem (push-forward) de \mathbb{P}_{μ^N} induzida pela aplicação

$$\begin{aligned} (D([0, T], \{0, 1\}^{\Lambda_N}), \mathbb{P}_{\mu^N}) &\longrightarrow (D([0, T], \mathcal{H}_{-k}), \mathbb{Q}^N) \\ \{\eta_t\}_{t \geq 0} &\longmapsto \{Y_t^N\}_{t \geq 0} \end{aligned}$$

Agora, enunciaremos o Lema de substituição que é um resultado que precisaremos mais à frente, onde vamos considerar, \mathbb{E}_{ν_ρ} a esperança com respeito a medida de probabilidade \mathbb{P}_{ν_ρ} , e τ_x é a translação por x na configuração η .

Lema 6.2.1. *Seja $\Psi(\eta)$ uma função local, e $\tilde{\Psi}(\rho) = \mathbb{E}_{\nu_\rho}[\Psi]$, onde ν_ρ é a medida Bernoulli produto (ver a Definição 3.4.1) de parâmetro ρ . Seja $G(s, u)$ uma função contínua definida em $[0, T] \times [0, 1]$. Então*

$$\limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\nu_\rho} \left[\int_0^T ds \left| \frac{1}{N} \sum_{x \in \Lambda_N} G\left(s, \frac{x}{N}\right) \Psi(\tau_x \eta_{N^2 s}) - \int_0^1 G(s, u) \tilde{\Psi}(\rho(s, u)) du \right| \right] = 0.$$

A prova deste lema pode ser feita seguindo as técnicas de [9]. Na Proposição 6.3.1 vamos demonstrar que a sequência $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$ é relativamente

compacta em $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ com respeito à topologia uniforme, para isto, precisamos dos seguintes resultados.

Lema 6.2.2. *Fixe uma sequência de medidas de probabilidade $\{\mu^N\}_{N \geq 1}$ de tal forma que (4.9) valha. Então existe uma constante finita C_1 , que depende de C_0 , de tal forma que para cada $n \geq 1$,*

$$\limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} Y_t(e_n)^2 \right] \leq C_1 n^4 (1 + T)^2,$$

onde \mathbb{E}_{μ^N} é a esperança com respeito a \mathbb{P}_{μ^N} .

Demonstração. Notemos que de maneira similar a (5.7), temos que

$$\begin{aligned} (\partial_t + N^2 L_N) Y_t^N(G) &= (\alpha - \rho_t^N(0)) NG \left(\frac{1}{N} \right) \\ &\quad + (\beta - \rho_t^N(N)) NG \left(\frac{N-1}{N} \right) + Y_t^N(\Delta_N G) \\ &= Y_t^N(\Delta_N G). \end{aligned} \tag{6.5}$$

Assim temos, pela fórmula de Dynkin, que

$$M_t^{1,N}(G) = Y_t^N(G) - Y_0^N(G) - \int_0^t Y_s^N(\Delta_N G) ds, \tag{6.6}$$

$$M_t^{2,N}(G) = \left(M_t^{1,N}(G) \right)^2 - \int_0^t \Gamma_s^N(G) ds, \tag{6.7}$$

com

$$\Gamma_s^N(G) = N^2 (L_N Y_s^N(G)^2 - 2Y_s^N(G) L_N Y_s^N(G)), \tag{6.8}$$

são martingais com respeito à filtração natural, isto é, com respeito a $\mathcal{F}_t = \sigma(Y_s(G) : s \leq t)$ onde $G \in C_0^2[0, 1]$.

Fazendo contas análogas às de (5.9), (5.10), (5.11) se tem que

$$\begin{aligned} \Gamma_s^N(G) &= N \sum_{x=1}^{N-2} (\eta_{sN^2}(x) - \eta_{sN^2}(x+1))^2 \left(G \left(\frac{x+1}{N} \right) - G \left(\frac{x}{N} \right) \right)^2 \\ &\quad + NG \left(\frac{1}{N} \right)^2 [\alpha(1 - \eta_{sN^2}(1)) + (1 - \alpha)\eta_{sN^2}(1)] \\ &\quad + NG \left(\frac{1}{N} \right)^2 [\alpha(1 - \eta_{sN^2}(1)) + (1 - \alpha)\eta_{sN^2}(1)] \\ &= \frac{1}{N} \sum_{x=1}^{N-2} (\eta_{sN^2}(x) - \eta_{sN^2}(x+1))^2 \left(\nabla_N G \left(\frac{x}{N} \right) \right)^2 \\ &\quad + \frac{1}{N} (\nabla_N G(0))^2 [\eta_{sN^2}(1) - \alpha]^2 \\ &\quad + \frac{1}{N} \left(\nabla_N G \left(\frac{N-1}{N} \right) \right)^2 [\eta_{sN^2}(N-1) - \beta]^2, \end{aligned} \tag{6.9}$$

onde $\nabla_N G\left(\frac{x}{N}\right)$ é a derivada discreta:

$$\nabla_N G\left(\frac{x}{N}\right) = N \left(G\left(\frac{x+1}{N}\right) - G\left(\frac{x}{N}\right) \right).$$

Fazendo expansão de Taylor em G temos que as duas últimas expressões em (6.9) são da ordem de N^{-1} , isto é,

$$\Gamma_s^N(G) = \frac{1}{N} \sum_{x=1}^{N-2} (\eta_{sN^2}(x) - \eta_{sN^2}(x+1))^2 \left(\nabla_N G\left(\frac{x}{N}\right) \right)^2 + O(N^{-1}). \quad (6.10)$$

Pela equação (6.6) podemos escrever

$$Y_t^N(e_n) = M_t^{1,N}(e_n) + Y_0^N(e_n) + \int_0^t Y_s^N(\Delta_N e_n) ds,$$

e pela desigualdade de Cauchy-Schwarz, aplicada duas vezes, temos que

$$(Y_t^N(e_n))^2 \leq 4 \left[\left(M_t^{1,N}(e_n) \right)^2 + \left(Y_0^N(e_n) \right)^2 + \left(\int_0^t Y_s^N(\Delta_N e_n) ds \right)^2 \right].$$

É fácil ver, pela equação (4.9), que $\mathbb{E}_{\mu^N} \left[(Y_0^N(e_n))^2 \right] \leq C_1 < \infty$, uniformemente em n e N .

Agora, sabemos que $\{M_t^{1,N}(e_n)\}_{t \geq 0}$ é um martingal, logo pela desigualdade de Doob (veja o Teorema (A.0.5)), temos

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \left(M_t^{1,N}(e_n) \right)^2 \right] &\leq 4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\left(M_T^{1,N}(e_n) \right)^2 \right] \\ &= 4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[M_T^{2,N}(e_n) + \int_0^T \Gamma_s^N(e_n) ds \right] \\ &= 4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[M_0^{2,N}(e_n) \right] + 4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\int_0^T \Gamma_s^N(e_n) ds \right]. \end{aligned} \quad (6.11)$$

Na segunda igualdade, usamos o fato de a média de martingais ser constante. Logo, pela definição de $M_t^{2,N}(G)$ temos que $M_0^{2,N}(e_n) = 0$. Pela equação (6.10) concluímos, que (6.11) é igual a

$$4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\int_0^T ds \frac{1}{N} \sum_{x=1}^{N-2} [\eta_s(x+1) - \eta_s(x)]^2 \left((\nabla_N e_n)(x/N) \right)^2 \right] + O(N^{-1}).$$

Pelo Lema 6.2.1, e tomando $N \rightarrow \infty$, a última esperança converge a

$$8 \int_0^T \int_0^1 \chi(\rho(t,u)) (\nabla e_n(u))^2 dudt,$$

onde $\chi(\rho) = \rho(1 - \rho)$. Logo, como $(\nabla e_n(u))^2 \leq 2\pi^2 n^2$ temos que

$$8 \int_0^T \int_0^1 \chi(\rho(t, u)) (\nabla e_n(u))^2 du dt \leq C_1 T n^2.$$

Agora, vejamos que

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \left(\int_0^t Y_s(\Delta e_n) ds \right)^2 \right] &\leq n^4 C_1 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \left(\int_0^t Y_s(e_n) ds \right)^2 \right] \\ &\leq C_1 n^4 \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\int_0^T Y_s(e_n)^2 ds \int_0^T 1 ds \right]. \end{aligned}$$

A primeira desigualdade é dada aplicando Δ a e_n , depois, na segunda desigualdade aplicamos a desigualdade de Cauchy-Schwarz. Assim, pela definição de Y_s , a equação anterior é igual a

$$\begin{aligned} n^4 C_1 T \left[\int_0^T \frac{1}{N} \sum_{x \in \Lambda_N} e_n(x/N)^2 \chi(\rho_s^N(x)) ds \right. \\ \left. + \int_0^T \frac{1}{N} \sum_{x, y \in \Lambda_N, x \neq y} e_n(x/N) e_n(y/N) \varphi_s^N(x, y) ds \right]. \end{aligned}$$

Graças à Proposição 4.3.7 a expressão anterior é limitada por $T^2 C_1 n^4$. Daí concluímos que

$$\limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} Y_t(e_n)^2 \right] \leq C_1 n^4 (1 + T)^2.$$

□

Corolário 6.2.3. *Para $k > 5/2$, temos que*

1. $\limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \|Y_t\|_{-k}^2 \right] < \infty.$
2. $\lim_{m \rightarrow \infty} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \sum_{n \geq m} Y_t(e_n)^2 n^{-2k} \right] = 0.$

Demonstração. Para provar 1. notemos que $k > 5/2$ implica que $2k - 4 > 1$.

Logo, temos que

$$\begin{aligned} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \|Y_t\|_{-k}^2 \right] &\leq \sum_{n=1}^{\infty} (n\pi)^{-2k} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} Y_t(e_n)^2 \right] \\ &\leq C_1 (1 + T)^2 \sum_{n=1}^{\infty} (n\pi)^{-2k} n^4 \\ &= \frac{C_1 (1 + T)^2}{\pi^{2k}} \sum_{n=1}^{\infty} n^{-(2k-4)} \\ &< \infty. \end{aligned}$$

A segunda desigualdade é dada pelo Lema 6.2.2 e como $2k - 4 > 1$, a série converge.

Para provar 2. fazemos um argumento similar ao anterior, isto é,

$$\begin{aligned} \lim_{m \rightarrow \infty} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\sup_{0 \leq t \leq T} \sum_{n \geq m} Y_t(e_n)^2 n^{-2k} \right] &\leq C_1 (1 + T)^2 \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n \geq m} (n\pi)^{-2k} n^4 \\ &= \frac{C_1 (1 + T)^2}{\pi^{2k}} \lim_{m \rightarrow \infty} \sum_{n \geq m} n^{-(2k-4)} \\ &= 0. \end{aligned}$$

A primeira desigualdade é dada pelo Lema 6.2.2 e como $2k - 4 > 1$, temos que $\sum_{n \geq m} n^{-(2k-4)}$ vai para 0 quando $m \rightarrow \infty$, assim obtemos a última igualdade. \square

Lema 6.2.4. *Para cada função G em $C_0^2([0, 1])$ e cada $\varepsilon > 0$,*

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}_{\mu^N} \left(\sup_{\substack{0 \leq s, t \leq T \\ |t-s| \leq \delta}} |M_t^{1,N}(G) - M_s^{1,N}(G)| > \varepsilon \right) = 0.$$

Demonstração. Denotemos por $\omega'_\delta(M^{1,N}(G))$ o modulo de continuidade modificado, definido por

$$\omega'_\delta(M^{1,N}(G)) := \inf_{\{t_i\}} \max_{0 \leq i < r} \sup_{t_i \leq s < t < t_{i+1}} |M_t^{1,N}(G) - M_s^{1,N}(G)|, \quad (6.12)$$

onde o ínfimo é tomado sobre todas as partições $\{t_i\}_{0 \leq i < r}$ do intervalo $[0, T]$ tal que $0 = t_0 < t_1 < \dots < t_r = T$ com $t_i - t_{i-1} > \delta, \forall i \in \{1, 2, \dots, r\}$.

Ora, sabemos que

$$\sup_{\substack{0 \leq s, t \leq T \\ |t-s| \leq \delta}} |M_t^{1,N}(G) - M_s^{1,N}(G)| \leq 2\omega'_\delta(M^{1,N}(G)) + \sup_{t \in [0, T]} \left| M_t^{1,N}(G) - M_{t^-}^{1,N}(G) \right|. \quad (6.13)$$

Assim, pela definição de $M_t^{1,N}$ temos que

$$\begin{aligned} \sup_{t \in [0, T]} \left| M_t^{1,N}(G) - M_{t^-}^{1,N}(G) \right| &= \sup_{t \in [0, T]} \left| Y_t^{1,N}(G) - Y_{t^-}^{1,N}(G) \right| \\ &= \sup_{t \in [0, T]} \left| \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} G\left(\frac{x}{N}\right) \{ \eta_t(x) - \eta_{t^-}(x) \} \right| \\ &\leq \frac{\|\nabla G\|_\infty}{N^{\frac{3}{2}}}. \end{aligned} \quad (6.14)$$

Para justificar a desigualdade anterior, supomos que o salto de uma partícula no tempo t ocorre no sítio $y \in \Lambda_N$. Então temos três casos possíveis: a partícula

não salta, ou salta para a direita ou salta para a esquerda. Claramente, se a partícula não salta então o resultado é trivialmente 0, porque $\eta_t(x) = \eta_{-t}(x)$. No caso que a partícula salta para a direita (sem perda de generalidade), temos que $\eta_{t-}(y) = 1$ e $\eta_{t-}(y+1) = 0$, logo, $\eta_t(y) = 0$ e $\eta_t(y+1) = 1$. Note que a cada tempo só ocorre um salto, logo em todos os outros sítios $x \in \Lambda_N$ se tem que $\eta_t(x) = \eta_{-t}(x)$. Logo,

$$\left| \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} G\left(\frac{x}{N}\right) (\eta_t(x) - \eta_{t-}(x)) \right| = \left| \frac{1}{\sqrt{N}} \left(G\left(\frac{y+1}{N}\right) - G\left(\frac{y}{N}\right) \right) \right|,$$

e pelo Teorema do valor médio, resulta a desigualdade.

Para terminar, basta provar que

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \sup_{\substack{\tau \in \mathcal{T}_T \\ 0 \leq \theta \leq \delta}} \mathbb{P}_{\mu^N} \left(|M_{\tau+\theta}^{1,N}(G) - M_{\tau}^{1,N}(G)| > \varepsilon \right) = 0, \quad (6.15)$$

onde \mathcal{T}_T denota a família de todos os tempos de parada, com respeito à filtração natural, limitados por T . Pela desigualdade de Chebychev temos

$$\begin{aligned} \mathbb{P}_{\mu^N} \left(|M_{\tau+\theta}^{1,N}(G) - M_{\tau}^{1,N}(G)| > \varepsilon \right) &\leq \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\left(M_{\tau+\theta}^{1,N}(G) - M_{\tau}^{1,N}(G) \right)^2 \right] \\ &= \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\left(M_{\tau+\theta}^{1,N}(G) \right)^2 - \left(M_{\tau}^{1,N}(G) \right)^2 \right], \end{aligned}$$

esta última igualdade resulta do fato de $M_t^{1,N}$ ser um martingal e τ ser um tempo de parada limitado por T . Assim,

$$\begin{aligned} &\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \sup_{\substack{\tau \in \mathcal{T}_T \\ 0 \leq \theta \leq \delta}} \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\left(M_{\tau+\theta}^{1,N}(G) \right)^2 - \left(M_{\tau}^{1,N}(G) \right)^2 \right] \\ &= \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \sup_{\substack{\tau \in \mathcal{T}_T \\ 0 \leq \theta \leq \delta}} \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\int_{\tau}^{\tau+\theta} \Gamma_s^N(G) ds \right] \\ &\leq \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \sup_{\substack{\tau \in \mathcal{T}_T \\ 0 \leq \theta \leq \delta}} \frac{1}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\left(\frac{(N-2) \| (G')^2 \|_{\infty}}{N} + 2 \frac{\| (G')^2 \|_{\infty}}{N} \right) \theta \right] \\ &\leq \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \sup_{\substack{\tau \in \mathcal{T}_T \\ 0 \leq \theta \leq \delta}} \frac{1}{\varepsilon^2} \left(\| (G')^2 \|_{\infty} \right) \theta \\ &= 0. \end{aligned}$$

□

Lema 6.2.5. Para cada função G em $C_0^2([0, 1])$ e cada $\varepsilon > 0$,

$$\lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}_{\mu^N} \left(\sup_{\substack{0 \leq s, t \leq T \\ |t-s| \leq \delta}} \left| \int_s^t Y_r^N(\Delta_N G) dr \right| > \varepsilon \right) = 0.$$

Demonstração. Pelas desigualdades de Chebychev e Cauchy-Schwarz, utilizando a Proposição 4.3.7 temos que

$$\begin{aligned} & \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \mathbb{P}_{\mu^N} \left(\sup_{\substack{0 \leq s, t \leq T \\ |t-s| \leq \delta}} \left| \int_s^t Y_r^N(\Delta_N G) dr \right| > \varepsilon \right) \\ & \leq \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \frac{\delta}{\varepsilon^2} \mathbb{E}_{\mu^N} \left[\int_0^T (Y_r^N(\Delta_N G))^2 dr \right] \\ & \leq \lim_{\delta \rightarrow 0} \limsup_{N \rightarrow \infty} \frac{\delta(N-1)C(G)T}{N\varepsilon^2} \\ & = 0. \end{aligned}$$

□

Então, como um resultado dos Lemas 6.2.4, 6.2.5 e C.0.16, temos a seguinte proposição.

Lema 6.2.6. Fixe $T > 0$ e $k > 5/2$. Então a sequência $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$ é relativamente compacta em $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ com respeito à topologia uniforme.

6.3 Flutuações fora do equilíbrio

Na seguinte proposição vamos trabalhar com as medidas utilizadas no Capítulo 3, onde assumimos que para

$$\rho_t^N(x) = \mathbb{E}_{\nu^N}[\eta_{tN^2}(x)]$$

com $\rho_t^N(0) = \alpha$, $\rho_t^N(N) = \beta$, e para

$$\varphi_t^N(x, y) = \mathbb{E}_{\nu^N} [\{\eta_{tN^2}(x) - \rho_t^N(x)\} \{\eta_{tN^2}(y) - \rho_t^N(y)\}],$$

existe C_0 tal que

$$\sup_{0 \leq x \leq N-1} N |\rho^N(x+1) - \rho^N(x)| \leq C_0, \quad N \max_{\substack{x, y \in \Lambda_N \\ x < y}} |\varphi^N(x, y)| \leq C_0.$$

Além disso, vamos considerar $\{T_s\}_{s \geq 0}$ o semigrupo associado ao operador $-\Delta$.

Proposição 6.3.1. *Fixe $T > 0$ e $k > 5/2$. Assuma que $Y_0^N \xrightarrow[N \uparrow \infty]{} Y_0$, em distribuição, tal que a co-variância de Y_0 é dada por*

$$E[Y_0(H)Y_0(G)] = \ll H, G \gg,$$

para $H, G \in C_0^2[0, 1]$. Então, a sequência $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$ é relativamente compacta em $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ com respeito à topologia uniforme. Além disso, todos os pontos limite \mathbb{Q}^* estão concentrados em trajetórias Y_t , tal que para $H \in C_0^2[0, 1]$

$$Y_t(H) = Y_0(T_t H) + \tilde{M}_t(H), \quad (6.16)$$

onde $\tilde{M}_t(H)$ é um martingal com respeito a filtração $\mathcal{F}_t = \sigma(Y_s(H) : s \leq t)$, e com variação quadrática dada por

$$2 \int_0^t \int_0^1 \chi(\rho(s, u))(T_{t-s} \nabla H)^2(u) du ds,$$

onde ρ_s é solução da equação do calor definida em (4.2).

Demonstração. $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$ é relativamente compacta em $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ pelo Lema (6.2.6) Agora, fixe um ponto limite \mathbb{Q}^* da sequência $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$, e fixe $t \geq 0$. Defina

$$\tilde{Y}_r^N(H) := \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} T_{t-r} H \left(\frac{x}{N} \right) (\eta_{rN^2}(x) - \rho_r^N(x)), \quad (6.17)$$

onde $\rho_r^N(x) = E_{\mu^N}[\eta_{rN^2}(x)]$, e μ^N é a distribuição inicial.

Pela fórmula de Dynkin temos o martingal $\tilde{M}_t^N(H)$ dado por

$$\tilde{M}_t^N(H) = \tilde{Y}_t^N(H) - \tilde{Y}_0^N(H) - \int_0^t (\partial_s + N^2 L_N) \tilde{Y}_s^N(H) ds.$$

Afirmamos que $\tilde{Y}_t^N(H) = \tilde{M}_t^N(H) + \tilde{Y}_0^N(H)$. De fato, pela parte 2. do Lema 2.4.5, sabemos que $\partial_s T_s H = \Delta T_s H$, então,

$$\int_0^t (\partial_s + N^2 L_N) \tilde{Y}_s^N(H) ds = \int_0^t \partial_s \tilde{Y}_s^N(TH) + N^2 L_N \tilde{Y}_s^N(H) ds,$$

logo, pela definição de $\tilde{Y}_s^N(H)$ temos que a última expressão é igual a

$$\begin{aligned} & \int_0^t \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} \partial_s T_{t-s} H \left(\frac{x}{N} \right) (\eta_s(x) - \rho_s^N(x)) + \tilde{Y}_s^N(\Delta_N H) ds \\ &= \int_0^t \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} -\Delta T_{t-s} H \left(\frac{x}{N} \right) (\eta_s(x) - \rho_s^N(x)) + \tilde{Y}_s^N(\Delta H) + O(1/N) ds \\ &= \int_0^t -\tilde{Y}_s^N(\Delta H) + \tilde{Y}_s^N(\Delta H) + O(1/N) ds, \end{aligned}$$

esta última expressão vai para 0 quando $N \rightarrow \infty$.

Agora, note na Definição 6.17 que $\tilde{Y}_t^N(H) = Y_t^N(H)$ e $\tilde{Y}_0^N = Y_0^N(T_t H)$. Tomando $N \rightarrow \infty$, temos que

$$Y_t^N(H) = Y_0^N(T_t H) + \tilde{M}_t^N(H).$$

Logo, novamente pela fórmula de Dynkin temos que

$$\tilde{M}_t(H)^2 - \int_0^t \Gamma_s^N(H) ds, \quad (6.18)$$

com

$$\Gamma_s^N(H) = N^2 \left(L_N \tilde{Y}_s^N(H)^2 - 2 \tilde{Y}_s^N(H) L_N \tilde{Y}_s^N(H) \right), \quad (6.19)$$

é um martingal. Logo, pelo Lema 6.2.1, tomando $N \uparrow \infty$ em (6.9) temos que a equação (6.18) converge a

$$\tilde{M}_t(H) - \langle \tilde{M}(H) \rangle_t; \quad (6.20)$$

e pode-se provar que é um martingal. Note que $\langle \tilde{M}(H) \rangle_t$ é a variação quadrática do martingal $\tilde{M}_t(H)$ e é definida por

$$\langle \tilde{M}(H) \rangle_t = 2 \int_0^t \int_0^1 \chi(\rho(s, u)) (\nabla T_{t-s} H)^2 dud s.$$

□

Corolário 6.3.2. *Fixe $T > 0$ e $k > 5/2$. Denotemos por \mathbb{Q}^N a medida de probabilidade no espaço $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ induzida pelo campo de flutuações Y^N e $\nu_{\gamma(\cdot)}^N$ a medida Bernoulli produto associada ao perfil Lipschitz $\gamma : [0, 1] \rightarrow [0, 1]$ tal que $\gamma(0) = \alpha$, $\gamma(1) = \beta$ (ver a Definição 3.4.1). Então, a sequência $\{\mathbb{Q}^N\}_{N \geq 1}$ é relativamente compacta em $D([0, T], \mathcal{H}_{-k})$ com respeito à topologia uniforme. Além disso, todos os pontos limite \mathbb{Q}^* estão concentrados em trajetórias Y_t tal que, para cada $H \in H_k$ temos que*

$$Y_t(H) = Y_0(T_t H) + \tilde{M}_t(H), \quad (6.21)$$

onde $\tilde{M}_t(H)$ é um martingal com respeito à filtração $\mathcal{F}_t = \sigma(Y_s(H) : s \leq t)$, com variação quadrática dada por

$$2 \int_0^t \int_0^1 \chi(\rho(s, u)) (T_{t-s} \nabla H)^2(u) dud s,$$

onde ρ_s é solução da equação do calor definida em (4.2) com condição inicial γ .

Demonstração. Pela proposição anterior e como a medida Bernoulli produto $\nu_{\gamma(\cdot)}^N$ e o perfil γ satisfazem as condições ditas no início desta secção, basta

mostrar que $Y_0^N \xrightarrow[N \uparrow \infty]{} Y_0$, em distribuição, onde $Y_0^N(H)$ é dada por

$$Y_0^N(H) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} H\left(\frac{x}{N}\right) \left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right).$$

Ora, calculamos a função característica de $Y_0^N(H)$. Pela definição de função característica e pela definição de $Y_0^N(H)$, se tem que

$$\begin{aligned} & \log \left(\mathbb{E}[\exp(i\theta Y_0^N(H))] \right) \\ &= \log \prod_{x \in \Lambda_N} \mathbb{E} \left[\exp \left(\frac{i\theta}{\sqrt{N}} \sum_{x \in \Lambda_N} H\left(\frac{x}{N}\right) \left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right) \right) \right]. \end{aligned}$$

Fazendo um desenvolvimento de Taylor da exponencial temos que a expressão acima é igual a

$$\begin{aligned} & \log \prod_{x \in \Lambda_N} \mathbb{E} \left[1 + \frac{i\theta}{\sqrt{N}} H\left(\frac{x}{N}\right) \left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right) \right. \\ & \quad \left. - \frac{\theta^2}{N} H^2\left(\frac{x}{N}\right) \left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right)^2 + O(N^{-3/2}) \right]. \end{aligned}$$

Agora, sabemos que $\mathbb{E}_{\nu_\gamma^N(\cdot)} \left[\left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right) \right] = 0$ e também que

$$\mathbb{E}_{\nu_\gamma^N(\cdot)} \left[\left(\eta_0(x) - \gamma\left(\frac{x}{N}\right)\right)^2 \right] = \text{Var}(\eta_0(x)) = \gamma(x/N)(1 - \gamma(x/N)).$$

Então, aplicamos a linearidade da esperança e a propriedade dos logaritmos sobre a última expressão e obtemos

$$\sum_{x \in \Lambda_N} \log \left(1 - \frac{\theta^2}{N} H^2\left(\frac{x}{N}\right) \text{Var}(\eta_0(x)) + O(N^{-3/2}) \right).$$

Logo, usando que $\log(1+x) \simeq x + O(x^2)$, a expressão acima se comporta como

$$\begin{aligned} & \simeq -\frac{\theta^2}{N} \sum_{x \in \Lambda_N} H^2\left(\frac{x}{N}\right) \text{Var}(\eta_0(x)) \\ & \rightarrow -\theta^2 \int_0^1 H^2(u) \chi(\gamma(u)) du. \end{aligned}$$

Daqui resulta que

$$\mathbb{E} \left[\exp(i\theta Y_0^N(H)) \right] \xrightarrow[N \uparrow \infty]{} \exp \left(-\frac{\theta^2}{2} \left[2 \int_0^1 H^2(u) \chi(\gamma(u)) du \right] \right).$$

Assim, pelo Teorema de convergência de Levy (ver [7]), temos que

$$Y_0^N(H) \xrightarrow{N \uparrow \infty} Y_0(H)$$

em distribuição. Note que

$$\exp\left(-\frac{\theta^2}{2} \left[2 \int_0^1 H^2(u) \chi(\gamma(u)) du\right]\right)$$

é a função característica de uma v.a. com distribuição gaussiana com média 0 e variância $2 \int_0^1 H^2(u) \chi(\gamma(u)) du$. \square