

Václav Dupač

O Kiefer-Wolfowitzově aproximační metodě

Časopis pro pěstování matematiky, Vol. 82 (1957), No. 1, 47--75

Persistent URL: <http://dml.cz/dmlcz/117235>

Terms of use:

© Institute of Mathematics AS CR, 1957

Institute of Mathematics of the Academy of Sciences of the Czech Republic provides access to digitized documents strictly for personal use. Each copy of any part of this document must contain these *Terms of use*.



This paper has been digitized, optimized for electronic delivery and stamped with digital signature within the project *DML-CZ: The Czech Digital Mathematics Library* <http://project.dml.cz>

O KIEFER-WOLFOWITZOVĚ APROXIMAČNÍ METHODĚ

VÁCLAV DUPAČ, Praha.

(Došlo dne 20. ledna 1956.)

DT: 519.282

Jsou vyšetřovány asymptotické vlastnosti Kiefer-Wolfowitzova stochastického iteračního postupu pro odhad hodnoty $x = \theta$, v níž regresní funkce $M(x)$ nabývá svého maxima. Rozlišují se dva případy: V prvním se předpokládá, že derivace $M'(x)$ leží mezi dvěma přímkami s kladnými směrnici (= vlastnost V) a že rozptyly odchylek od regresní funkce jsou ohraničené; v druhém případě se předpokládá, že V platí v nějakém okolí θ , že odchylky od regresní funkce jsou ohraničené a že je znám konečný interval obsahující θ . V obou případech jsou odvozeny řádové odhady rozptylů n -tých aproximací, je zodpověděna otázka o optimální volbě konstant a_n, c_n a za dodatečných předpokladů je dokázána asymptotická normalita vhodně normovaných n -tých aproximací. Myšlenkově je vzorem práce K. L. CHUNGA [7], v níž se studují obdobné vlastnosti Robbins-Monroovy metody pro řešení rovnice $M(x) = \alpha$.

1. Stochastické aproximační metody

Stochastickými aproximačními metodami se nazývají jisté iterační postupy, jimiž lze přibližně řešit tuto úlohu:

$M(x)$ je funkce, jejíž analytické vyjádření neznáme, která však splňuje určité předpoklady. Kromě těchto předpokladů lze získat další informaci o funkci $M(x)$ jenom tak, že zvolíme libovolně nějakou hodnotu x a k ní experimentálně zjistíme hodnotu $y = M(x) + \varepsilon$, kde ε je určitá náhodná složka. Pokusů můžeme provést libovolný, avšak konečný počet; hodnotu x můžeme od pokusu k pokusu měnit a to i v závislosti na výsledcích pokusů předcházejících. Je-li x_n hodnota x zvolená v n -tém pokusu, pak nechť podmíněné rozložení pravděpodobností náhodné složky ε_n závisí jen na x_n (a nikoli na pokusech předcházejících) a střední hodnota tohoto rozložení nechť je rovna nule.

Úkolem je nalézt co nejlepší přiblížení té hodnotě x , pro níž funkce $M(x)$ nabývá nějaké význačné hodnoty (na př. svého maxima nebo dané hodnoty α).

Úlohy řešení rovnice, resp. nalezení extrémů funkce mají popsany charakter v mnoha praktických případech, kde funkční závislosti jsou zjišťovány empiricky. Jestliže náhodné složky jsou zanedbatelné velikosti, nebo jestliže neznáme pouze parametry funkce $M(x)$, ale známe typ této funkce (a splňují-li přitom náhodné složky určité předpoklady), lze k řešení použít běžných method praktické analýsy, v posledním případě ve spojení na př. s methodou nejmenších čtverců; není-li tomu tak, jsou úloze adekvátní stochastické aproximační methody.

První methodu tohoto typu (pro řešení rovnice $M(x) = \alpha$) odvodili H. ROBINS a S. MONRO [1]. Autoři předpokládají:

$\{H(y|x)\}$ je systém distribučních funkcí, závislých na reálném parametru x ; $M(x) = \int_{-\infty}^{\infty} y dH(y|x)$ je regresní funkce; α je daná, Θ hledaná konstanta; dále platí

(A) existuje konstanta $C > 0$ tak, že $\int_{-\infty}^{\infty} dH(y|x) = 1$ pro $-\infty < x < +\infty$, a buďto

(B) $M(x) \leq \alpha - \delta$ pro $x < \Theta$, $M(x) \geq \alpha + \delta$ pro $x > \Theta$, pro nějaké $\delta > 0$, nebo

(B₁) $M(x)$ je neklesající, $M(\Theta) = \alpha$, $M'(\Theta) > 0$.

Budiž $\{a_n\}$ posloupnost kladných čísel taková, že $\sum_{n=1}^{\infty} a_n = +\infty$, $\sum_{n=1}^{\infty} a_n^2 < +\infty$.

Zvolme libovolně konstantu x_1 a pro $n \geq 1$ definujme

$$x_{n+1} = x_n + a_n(\alpha - y_n),$$

kde y_n je náhodná proměnná, jejíž distribuční funkce pro daná x_1, x_2, \dots, x_n ; y_1, y_2, \dots, y_{n-1} jest $H(y|x_n)$. Za těchto předpokladů x_n konverguje k Θ (pro $n \rightarrow \infty$) podle kvadratického středu a tedy také podle pravděpodobnosti.

J. WOLFOWITZ [2] nahradil (A) předpokladem

(A₁) $|M(x)| \leq C$, $\int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x) \leq \sigma^2$ pro $-\infty < x < +\infty$

a současně zeslabil (B₁) na

(B₂) $M(x) \leq \alpha$ pro $x \leq \Theta$, $M(x)$ je rostoucí pro $|x - \Theta| < \delta$,
 $\inf_{|x - \Theta| \geq \delta} |M(x) - \alpha| > 0$.

Za těchto předpokladů x_n konverguje k Θ podle pravděpodobnosti.

J. R. BLUM [3] nahradil první nerovnost v (A₁) slabší nerovností $|M(x)| \leq C + D|x|$, $C \geq 0$, $D \geq 0$, současně zeslabil (B₂) na

(B₃) $M(x) \leq \alpha$ pro $x \leq \Theta$, $\inf_{\delta_1 \leq x - \Theta \leq \delta_2} |M(x) - \alpha| > 0$ pro lib. $0 < \delta_1 < \delta_2$

a dokázal, že za těchto předpokladů $x_n \rightarrow \Theta$ s pravděpodobností 1.

Konvergenci $x_n \rightarrow \Theta$ s pravděpodobností 1 dokázal rovněž G. KALLIANPUR [4] za původních RM předpokladů, s jistým omezením na volbu konstant a_n . (Toto omezení obsahuje implicitně i omezení na funkci $M(x)$.) Důkaz je odlišný od Blumova a umožňuje jako vedlejší výsledek horní řádový odhad veličin $b_n = E(x_n - \Theta)^2$.

Odhady veličin b_n se podrobněji zabýval L. SCHMETTERER. V článku [5] vychází z předpokladů

$$(A_2) E[(y_n - \alpha)^2] \leq C = C(x_1, \Theta) \text{ pro } n = 1, 2, \dots,$$

$$(B_4) M(x) \leq \alpha \text{ pro } x \leq \Theta, |M(x) - \alpha| \geq K|x - \Theta| \text{ pro } -\infty < x < +\infty \text{ a nějaké } K > 0;$$

v článku [6] pak vychází z předpokladu (A) a

$$(B_5) M(x) \leq \alpha \text{ pro } x \leq \Theta, |M(x) - \alpha| \geq K|x - \Theta| \text{ pro } |x - \Theta| < \varepsilon, |M(x) - \alpha| \geq B \text{ pro } |x - \Theta| \geq \varepsilon, \text{ pro nějaká } K > 0, B > 0, \varepsilon > 0.$$

(Předpoklad (B_5) je slabší než (B_1) .) V obou případech je dokázána konvergence $x_n \rightarrow \Theta$ podle kvadratického středu a při speciální volbě a_n jsou odvozeny horní řádové odhady veličin b_n . V prvním případě platí

$$\left(a_n = \frac{1}{n^a}, \quad \frac{1}{2} < a < 1 \right) \Rightarrow b_n = O\left(\frac{1}{n^a}\right);$$

$$\left(a_n = \frac{a}{n}, \quad a > \frac{1}{2K} \right) \Rightarrow b_n = O\left(\frac{1}{n}\right);$$

v druhém případě

$$\left(a_n = \frac{1}{n^a}, \quad \frac{1}{2} < a < 1 \right) \Rightarrow b_n = O\left(\frac{1}{n^{\min(2a-1, K_1(1-a))}}\right);$$

$$a_n = \frac{1}{n} \Rightarrow b_n = O\left(\frac{1}{\log^{K_1} n}\right),$$

kde K_1 je určitá konstanta závislá na $M(\cdot)$, C , $|x_1 - \Theta|$.

Pozoruhodné asymptotické vlastnosti RM metody odvodil K. L. CHUNG [7]. Rozlišuje dva případy – „omezený“ a „quasi-lineární“. V prvním případě vyslovuje předpoklad (A), dále

$$(B_0) M(x) \leq \alpha \text{ pro } x \leq \Theta, M'(\Theta) > 0;$$

$$(C) \inf_{|x-\Theta|>\delta} |M(x) - \alpha| > 0 \text{ pro každé } \delta > 0;$$

případně ještě

$$(D) \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y)|x \geq K > 0 \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty,$$

$$(E) \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y)|x = \sigma^2 > 0 \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty.$$

Za předpokladů (A), (B₀), (C) a při volbě $a_n = \frac{1}{n^{1-\varepsilon}} \frac{1}{2(1+K')} < \varepsilon < \frac{1}{2}$, kde K' je určitá konstanta závislá na $M(\cdot)$, C , $|x_1 - \Theta|$, odvozuje horní odhady pro absolutní momenty $\beta_n^{(r)} = E[|x_n - \Theta|^r]$ všech řádů, za dodatečného předpokladu (D) také dolní odhady pro $\beta_n^{(r)}$ a za dodatečného předpokladu (E) dokazuje¹⁾, že limitní rozložení náhodných proměnných $n^{\frac{1-\varepsilon}{2}}(x_n - \Theta)$ je normální s nulovou střední hodnotou a s rozptylem $\frac{\sigma^2}{2\alpha_1}$, kde $\alpha_1 = M'(\Theta)$.

V druhém případě nahrazuje (A) předpokladem

(A₀) $M(x)$ je ohraničená v každém konečném intervalu,

$$0 < \liminf_{|x| \rightarrow \infty} \frac{M(x)}{x} \leq \limsup_{|x| \rightarrow \infty} \frac{M(x)}{x} < +\infty$$

a vyslovuje další předpoklad

(F) $\int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^p dH(y|x) \leq K_p$ pro $-\infty < x < +\infty$ a pro nějaké sudé $p > 2$.

Za předpokladů (A₀), (B₀), (C), (F) a při volbě $a_n = \frac{a}{n}$, $a > \frac{1}{2K^p}$, (K^p má obdobný význam jako K') odvozuje horní odhady pro $\beta_n^{(r)}$, $r \leq p$ a za dodatečného předpokladu (E) a za předpokladu, že (F) platí pro každé sudé $p > 2$ dokazuje¹⁾ že limitní rozložení náhodných proměnných $n^{\frac{1}{2}}(x_n - \Theta)$ je normální $N\left(0, \frac{\sigma^2 a^2}{2\alpha_1 a - 1}\right)$.

Závěrem je za jistých podmínek dokázáno, že veličina x_{n+1} , kterou dostaneme provedením n kroků RM metody, je asymptoticky minimaximálním odhadem Θ .

Zobecněním RM metody na případ, kdy x i $M(x)$ jsou k -rozměrné vektory, se zabýval J. B. Blum [8]; za dosti speciálních předpokladů dokázal, že zobecněná RM metoda konverguje s pravděpodobností 1.

J. KIEFFER a J. WOLFOWITZ [9] odvodili (vhodnou modifikací RM metody) stochastický iterační postup pro odhad hodnoty $x = \Theta$, v níž regresní funkce $M(x)$ nabývá svého maxima:

Nechť $H(y|x)$ a $M(x)$ mají týž význam jako dříve; dále necht

(A') $M(x)$ je rostoucí pro $x < \Theta$ a klesající pro $x > \Theta$,

$$\int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x) \leq \sigma^2 \text{ pro } -\infty < x < +\infty;$$

¹⁾ Důkaz obsahuje chybu (neoprávněné použití 1. věty o střední hodnotě v integrálním počtu); nicméně tvrzení i základní myšlenka důkazu jsou správné.

(B') existují $\beta > 0$, $B > 0$ tak, že

$$|x' - \Theta| + |x'' - \Theta| < \beta \Rightarrow |M(x') - M(x'')| \leq B |x' - x''|;$$

(C') existují $\varrho > 0$, $R > 0$ tak, že $|x' - x''| < \varrho \Rightarrow |M(x') - M(x'')| < R$;

(D') k libovolnému $\delta > 0$ existuje $\pi(\delta) > 0$ tak, že

$$|x - \Theta| > \delta \Rightarrow \inf_{\frac{1}{2}\delta > \varepsilon > 0} \frac{|M(x + \varepsilon) - M(x - \varepsilon)|}{\varepsilon} > \pi(\delta).$$

Nechť $\{a_n\}$, $\{c_n\}$ jsou posloupnosti kladných čísel takové, že

$$c_n \rightarrow 0, \quad \sum_{n=1}^{\infty} a_n = +\infty, \quad \sum_{n=1}^{\infty} a_n c_n < +\infty, \quad \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{a_n}{c_n}\right)^2 < +\infty.$$

Zvolme libovolně konstantu x_1 a pro $n \geq 1$ definujme

$$x_{n+1} = x_n + a_n \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n},$$

kde y_{2n} , y_{2n-1} jsou náhodné proměnné, jež pro daná $x_1, x_2, \dots, x_n; y_1, y_2, \dots, \dots, y_{2n-2}$ mají po řadě distribuční funkce $H(y|x_n + c_n)$, $H(y|x_n - c_n)$ a jsou nezávislé. Za těchto předpokladů $x_n \rightarrow \Theta$ podle pravděpodobnosti.

J. R. Blum dokázal [3], že KW metoda konverguje s pravděpodobností 1; přitom lze vynechat předpoklady (B') a $\sum_{n=1}^{\infty} a_n c_n < +\infty$. Rovněž tato metoda byla v [8] zobecněna na případ, kdy $M(x)$ je funkce k proměnných.

Naproti tomu nebyly dosud odvozeny odhady veličin b_n a (nezvrhlá) limitní rozložení x_n ; rovněž nebyla zodpověděna otázka — kterou kladou KW v [9] — o optimální volbě konstant a_n , c_n . Částečné řešení těchto problémů je podáno v následujících odstavcích tohoto článku. Předpoklady KW metody jsou modifikovány tak, aby bylo možno použít Chungovy myšlenky důkazu.

Rozlišuji opět dva případy; v prvním — „quasi-parabolickém“ — jsou předpoklady (B'), (C'), (D') nahrazeny jediným předpokladem

$$(E') \quad K_0 |x - \Theta| \leq |M'(x)| \leq K_1 |x - \Theta| \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty$$

a je dokázána konvergence $x_n \rightarrow \Theta$ podle kvadratického středu. (Konvergence neplyne z dříve uvedených vět, neboť předpoklady (E') a (C') se navzájem vylučují.)

Pro posloupnosti $\{a_n\}$, $\{c_n\}$ typu $a_n = \frac{a}{n^\alpha}$, $c_n = \frac{c}{n^\gamma}$, kde $\alpha = 1 \Rightarrow a > \frac{1}{4K_0}$, jsou odvozeny horní řádové odhady veličin b_n a je dokázáno, že volba $\alpha = 1$, $\gamma = \frac{1}{2}$, která dává odhad $b_n = O\left(\frac{1}{n^{\frac{1}{2}}}\right)$, je optimální v následujícím smyslu: Jestliže buďto $\alpha \neq 1$ nebo $\gamma \neq \frac{1}{2}$, potom existuje systém $\{H(y|x)\}$, splňující

(A'), (E') a takový, že $b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{\frac{1}{2}-\varepsilon}}\right)$ pro nějaké $\varepsilon > 0$. Za dodatečného předpokladu

$$(F') \quad |M'''(x)| \leq Q \text{ pro } -\infty < x < +\infty$$

je optimální volba $\alpha = 1$, $\gamma = \frac{1}{6}$, která dává odhad $b_n = O\left(\frac{1}{n^{\frac{2}{3}}}\right)$; za dodatečného předpokladu

$$(G') \quad M^{(2k+1)}(\Theta) = 0, \quad |M^{(2k+2)}(x)| \leq A^{2k+1}(2k+1)! \\ \text{pro } -\infty < x < +\infty, \quad k = 1, 2, \dots$$

existuje k libovolnému $\varepsilon > 0$ takové γ_0 , že $(\alpha = 1, \gamma = \gamma_0) \Rightarrow b_n = O\left(\frac{1}{n^{1-\varepsilon}}\right)$.

Jsou-li splněny předpoklady (A'), (E') a dále

$$(H') \quad \sigma^2(x) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x) \text{ je spojitá a kladná v nějakém okolí } \Theta,$$

(I') pro každé sudé $p > 2$ existuje K_p tak, že

$$\int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^p dH(y|x) \leq K_p \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty$$

a nastává-li některý ze tří případů: 1° $\gamma \geq \frac{1}{2}\alpha$ a v nějakém okolí Θ existuje spojitá $M''(x) < 0$, 2° $\gamma > \frac{1}{6}\alpha$ a platí (F'), 3° platí (G'), potom náhodné proměnné $n^{\frac{1}{2}(\alpha-2\gamma)}(x_n - \Theta)$ jsou asymptoticky normální se střední hodnotou 0 a s rozptylem $\frac{\sigma_{\Theta}^2 a}{2mc^2}$ pro $\alpha < 1$, $\frac{\sigma_{\Theta}^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma)c^2}$ pro $\alpha = 1$, kde $\sigma_{\Theta}^2 = \sigma^2(\Theta)$, $m = |M''(\Theta)|$.

Druhý případ — ohraničených odchylek od regresní funkce — je charakterisován předpokladem

(A'') $M(x)$ je rostoucí (klesající) pro $x < \Theta$ ($x > \Theta$),

$$\text{existuje } C > 0 \text{ tak, že } \int_{M(x)-c}^{M(x)+c} dH(y|x) = 1 \text{ pro } -\infty < x < +\infty,$$

existuje omezený interval $\langle A, B \rangle$ takový, že

$$1^\circ \Theta \in \langle A, B \rangle, \quad 2^\circ x \text{ non } \in \langle A, B \rangle \Rightarrow H(y|x) = \begin{cases} 0 & \text{pro } y \leq M(x), \\ 1 & \text{pro } y > M(x), \end{cases}$$

dále předpoklady (C'), (D') a lokálně (pro $|x - \Theta| \leq \delta$) vysloveným předpokladem (E'). Poslední předpoklad je splněn zejména tehdy, když existuje $M''(\Theta) < 0$. Speciální tvar distribučních funkcí $H(y|x)$ pro $x \text{ non } \in \langle A, B \rangle$ není omezením, jestliže je předem známo, že $\Theta \in \langle A, B \rangle$; potom lze totiž $H(y|x)$ a $M(x)$ změnit vně intervalu $\langle A, B \rangle$ ve shodě s (A'') a ostatními předpoklady.

Za předpokladů (A''), (C'), (D') a (E') platí (s nepatrnou změnou) všechna tvrzení, dokázaná pro první případ; rovněž předpoklady (F'), (G') stačí vyslovit v tomto případě jen lokálně; předpoklad (I') je již obsažen v (A'').

V práci používám těchto symbolů a úmluv:

Jsou-li $f(n)$ a $g(n) > 0$, $n = 1, 2, \dots$ dvě posloupnosti, potom symbol $f(n) = O(g(n))$ značí, že $\limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{|f(n)|}{g(n)} < +\infty$ (může být i nula); symbol $f(n) = O^{-1}(g(n))$ značí, že $\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{|f(n)|}{g(n)} > 0$ (může být i $+\infty$). Symbolu „o“ používám jen ve spojení $f(n) = o(1)$, t. j. $\lim_{n \rightarrow \infty} f(n) = 0$. Je-li s přirozené číslo, potom značím $(2s - 1)!! = (2s - 1)(2s - 3) \dots 3 \cdot 1$.

Píši-li rovnost (nerovnost) mezi náhodnými proměnnými, rozumím tím vždy rovnost (nerovnost) s pravděpodobností 1, aniž to výslovně připomínám. (Některé rovnosti v textu platí ovšem jistě; rozlišovat mezi oběma případy je však zbytečné vzhledem k tomu, že všechny věty obsahují pouze tvrzení o středních hodnotách.)

V definici x_{n+1} předpokládám (jak se mlčky činí i ve zmíněných pracích o RM a KW metodě), že náhodné proměnné y_n požadovaných vlastností existují. Tento předpoklad znamená jisté omezení na distribuční funkce $H(y|x)^2$; k jeho splnění stačí, aby pro každé y byla $H(y|x)$ borelovsky měřitelná funkce x .

2. KW metoda v případě „quasi-parabolické“ regrese

Pro každé reálné x necht $H(y|x)$ je distribuční funkce. Regresní funkce $M(x) = \int_{-\infty}^{\infty} y dH(y|x)$ necht je konečná, rostoucí pro $x < \Theta$ a klesající pro $x > \Theta$.

Učiňme předpoklady

$$(I) \quad \sigma^2(x) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x) \leq \sigma^2 \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty;$$

$$(II) \quad K_0 |x - \Theta| \leq |M'(x)| \leq K_1 |x - \Theta| \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty;$$

(σ^2 , K_0 , K_1 jsou kladné konstanty).

Necht $\{a_n\}$, $\{c_n\}$ jsou posloupnosti kladných čísel, necht

$$c_n \rightarrow 0, \quad \sum_{n=1}^{\infty} a_n = +\infty, \quad \sum_{n=1}^{\infty} a_n c_n < +\infty, \quad \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{a_n}{c_n}\right)^2 < +\infty. \quad (1)$$

Budiž x_1 libovolná konstanta (nebo náhodná proměnná, která má konečné momenty všech řádů). Pro $n \geq 1$ položme

$$x_{n+1} = x_n + a_n \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n},$$

²⁾ Upozornil na to O. HANŠ ve svém sdělení na IV. sjezdu čs. matematiků.

kde y_{2n} a y_{2n-1} jsou náhodné proměnné, jež pro daná $x_1, x_2, \dots, x_n; y_1, y_2, \dots, \dots, y_{2n-2}$ mají po řadě distribuční funkce $H(y | x_n + c_n), H(y | x_n - c_n)$, a jsou nezávislé.

Věta 1. *Za předpokladů (I), (II) a (1) konverguje $x_n \rightarrow \Theta$ podle kvadratického středu.*

Důkaz. Pro x reálné a $c > 0$ položíme $M_c(x) = \frac{M(x+c) - M(x-c)}{c}$; dále položíme

$$\kappa_\Theta(x) = \frac{-M'(x)}{x - \Theta} \text{ pro } x \neq \Theta, \kappa_\Theta(\Theta) = K_0.$$

Vzhledem k (II) a vzhledem k monotonii $M(x)$ pro $x < \Theta$ a $x > \Theta$ jest

$$K_0 \leq \kappa_\Theta(x) \leq K_1 \text{ pro } -\infty < x < +\infty.$$

Dále jest

$$\begin{aligned} M_c(x) &= M'(x + \vartheta_1 c) + M'(x - \vartheta_2 c) = -\kappa_\Theta(x + \vartheta_1 c)(x + \vartheta_1 c - \Theta) - \\ &\quad - \kappa_\Theta(x - \vartheta_2 c)(x - \vartheta_2 c - \Theta) = -\{\kappa_\Theta(x + \vartheta_1 c) + \kappa_\Theta(x - \vartheta_2 c)\} \cdot \\ &\quad \cdot (x - \Theta) + \{\vartheta_2 \kappa_\Theta(x - \vartheta_2 c) - \vartheta_1 \kappa_\Theta(x + \vartheta_1 c)\} c = -K_{\Theta,c}(x)(x - \Theta) + \\ &\quad + G_{\Theta,c}(x) c, \end{aligned}$$

kde

$$0 < \vartheta_i < 1, \quad i = 1, 2, \quad 2K_0 \leq K_{\Theta,c}(x) \leq 2K_1, \quad |G_{\Theta,c}(x)| < K_1. \quad (2)$$

Jest tedy

$$\begin{aligned} (x - \Theta) M_c(x) &= -K_{\Theta,c}(x)(x - \Theta)^2 + cG_{\Theta,c}(x)(x - \Theta), \\ -2K_1(x - \Theta)^2 - K_1 c|x - \Theta| &\leq (x - \Theta) M_c(x) \leq -2K_0(x - \Theta)^2 + \\ &\quad + K_1 c|x - \Theta|, \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} 0 \leq M_c^2(x) &\leq 2\{K_{\Theta,c}^2(x)(x - \Theta)^2 + c^2 G_{\Theta,c}^2(x)\} < \\ &< 8K_1^2(x - \Theta)^2 + 2K_1^2 c^2. \end{aligned} \quad (4)$$

Z monotonie funkce $M(x)$ pro $x < \Theta$ a $x > \Theta$ a ze spojitosti v bodě $x = \Theta$ následuje platnost implikace $(x - \Theta) M_c(x) > 0 \Rightarrow |x - \Theta| < c$; z této implikace a z pravé větve nerovnosti (3) vyplývá nerovnost $(x - \Theta) M_c(x) < K_1 c^2$.

Z definice náhodných proměnných x_n plyne

$$(x_{n+1} - \Theta)^2 = (x_n - \Theta)^2 + 2a_n(x_n - \Theta) \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} + a_n^2 \left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^2.$$

Vypočteme podmíněné střední hodnoty výrazů

$$\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n}, \quad \left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^2$$

za předpokladu x_n . Píšeme-li $y_{2n} - y_{2n-1} = (y_{2n} - M(x_n + c_n)) - (y_{2n-1} - M(x_n - c_n)) + (M(x_n + c_n) - M(x_n - c_n))$, dostaneme

$$E \left[\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \mid x_n \right] = M_{c_n}(x_n),$$

a vzhledem k nezávislosti y_{2n}, y_{2n-1}

$$\mathbb{E} \left[\left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^2 \middle| x_n \right] = \frac{\sigma^2(x_n + c_n) + \sigma^2(x_n - c_n)}{c_n^2} + M_{c_n}^2(x_n).$$

Odtud a v dalším řádku postupně dle (5), (I) a (4):

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [(x_{n+1} - \Theta)^2 | x_n] &= \\ &= (x_n - \Theta)^2 + 2a_n(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) + a_n^2 \frac{\sigma^2(x_n + c_n) + \sigma^2(x_n - c_n)}{c_n^2} + a_n^2 M_{c_n}^2(x_n) \leq \\ &\leq (x_n - \Theta)^2 + 2K_1 a_n c_n^2 + 2\sigma^2 a_n^2 c_n^{-2} + 8K_1^2 a_n^2 (x_n - \Theta)^2 + 2K_1^2 a_n^2 c_n^2. \end{aligned} \quad (6)$$

Označíme-li jako b_{n+1} nepodmíněnou střední hodnotu

$$\mathbb{E} [(x_{n+1} - \Theta)^2] = \mathbb{E} [\mathbb{E} [(x_{n+1} - \Theta)^2 | x_n]], \quad (b_1 = \mathbb{E} [(x_1 - \Theta)^2]),$$

dostáváme

$$b_{n+1} \leq q_n b_n + w_n, \quad n = 1, 2, \dots,$$

kde

$$q_n = 1 + 8K_1^2 a_n^2, \quad w_n = 2K_1 a_n c_n^2 + 2\sigma^2 a_n^2 c_n^{-2} + 2K_1^2 a_n^2 c_n^2.$$

Odtud

$$b_{n+1} \leq b_1 \prod_{k=1}^n q_k + \sum_{k=1}^n w_k \prod_{j=k+1}^n q_j, \quad n = 1, 2, \dots, \text{ kde symbol } \prod_{j=n+1}^n q_j \text{ značí 1. Dle před-}$$

pokladu $\sum_{n=1}^{\infty} a_n^2$ konverguje a tedy také $\prod_{k=1}^{\infty} q_k$ konverguje; z ostatních předpokladů

o a_n, c_n vyplývá, že také $\sum_{k=1}^{\infty} w_k \prod_{j=k+1}^{\infty} q_j$ konverguje. Ježto $q_n > 1$, jest

$$b_{n+1} \leq b_1 \prod_{k=1}^{\infty} q_k + \sum_{k=1}^{\infty} w_k \prod_{j=k+1}^{\infty} q_j, \quad \text{t. j. } b_n \leq B^2, \quad n = 1, 2, \dots \quad (7)$$

Ze známé nerovnosti $\mathbb{E}[|z|] \leq \sqrt{\mathbb{E}[z^2]}$ plyne:

$$\mathbb{E}[|x_n - \Theta|] \leq B, \quad n = 1, 2, \dots \quad (8)$$

Z rovnosti (6) dostáváme použitím pravých větví nerovností (3), (4):

$$\begin{aligned} \mathbb{E} [(x_{n+1} - \Theta)^2 | x_n] &\leq (x_n - \Theta)^2 - 4K_0 a_n (x_n - \Theta)^2 + 2K_1 a_n c_n |x_n - \Theta| + \\ &+ 2\sigma^2 a_n^2 c_n^{-2} + 8K_1^2 a_n^2 (x_n - \Theta)^2 + 2K_1^2 a_n^2 c_n^2. \end{aligned} \quad (9)$$

Utvoříme-li na obou stranách střední hodnoty a užijeme-li (7), (8), dostaneme

$$b_{n+1} \leq q'_n b_n + w'_n, \quad n = 1, 2, \dots, \text{ kde } q'_n = 1 - 4K_0 a_n, \quad w'_n = 2K_1 B a_n c_n +$$

$$+ 2\sigma^2 a_n^2 c_n^{-2} + 8K_1^2 B^2 a_n^2 + 2K_1^2 a_n^2 c_n^2. \text{ Pro všechna } n \geq n_0 \text{ je } q'_n > 0 \text{ (neboť}$$

$$a_n \rightarrow 0). \text{ Nechť } N \geq n_0; \text{ indukci se snadno ověří, že } b_{n+1} \leq b_N \prod_{k=N}^n q'_k + \sum_{k=N}^n w'_k.$$

$$\prod_{j=k+1}^n q'_j, \quad n = N, N+1, \dots. \text{ Z (1) plyne, že } \prod_{k=N}^{\infty} q'_k \text{ diverguje k nule (při tom sou-}$$

$$\text{činy } \prod_{j=k+1}^n q'_j \text{ jsou vesměs nejvýš rovny 1), a že } \sum_{k=N}^{\infty} w'_k \text{ konverguje. K libovolnému}$$

$\varepsilon > 0$ zvolme $N_0 \geq n_0$ tak, že $\sum_{k=N_0}^{\infty} w'_k < \frac{1}{2}\varepsilon$, a $n_1 > N_0$ tak, že $\prod_{k=N_0}^{n_1} q'_k < \frac{\varepsilon}{2B^2}$; potom $b_{n+1} < \varepsilon$ pro všechna $n \geq n_1$. To jest, $\lim_{n \rightarrow \infty} b_n = 0$, c. b. d.

V dalším budeme vyšetřovat rychlost konvergence $b_n \rightarrow 0$. Omezíme se na případ, kdy konstanty a_n, c_n jsou typu

$$a_n = \frac{a}{n^\alpha}, \quad c_n = \frac{c}{n^\gamma}. \quad (10)$$

Z (1) vyplývá:

$$\frac{3}{4} < \alpha \leq 1, \quad 1 - \alpha < \gamma < \alpha - \frac{1}{2}, \quad a > 0, \quad c > 0; \quad (11)$$

jestliže $\alpha = 1$, pak budeme předpokládat, že

$$a > \frac{1}{4K_0}. \quad (12)$$

K řádovým odhadům veličin b_n použijeme následujících lemmat, která odvodil Chung [7].

Lemma 1. *Nechť $\{b_n\}$ je posloupnost reálných čísel; pro všechna $n \geq n_0$ necht platí*

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{c}{n^s}\right) b_n + \frac{c'}{n^t}, \quad (13)$$

kde $0 < s < 1, s < t, c > 0, c' > 0$. Potom

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{t-s} b_n \leq \frac{c'}{c}. \quad (14)$$

Lemma 2. *Nechť $\{b_n\}$ je posloupnost reálných čísel; pro všechna $n \geq n_0$ necht platí*

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{c}{n}\right) b_n + \frac{c'}{n^{p+1}}, \quad (15)$$

kde $c > p > 0, c' > 0$. Potom

$$b_n \leq \frac{c'}{c-p} \cdot \frac{1}{n^p} + O\left(\frac{1}{n^{p+1}} + \frac{1}{n^c}\right). \quad (16)$$

Lemma 1 platí i tehdy, zaměníme-li v (13) a (14) současně „ \leq “ na „ \geq “ a „ \limsup “ na „ \liminf “. Lemma 2 platí i tehdy, zaměníme-li v (15) a (16) současně „ \leq “ na „ \geq “ a „ \limsup “ na „ \liminf “. Na tato tvrzení se budeme odvolávat jako na lemma 3, resp. 4. Dokážeme nyní

větu 2. *Za předpokladů (I), (II) a (10), (11), (12) platí*

$$b_n = \begin{cases} O\left(\frac{1}{n^{2\gamma}}\right), & \text{když } \gamma < \frac{1}{4}\alpha, \\ O\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right), & \text{když } \gamma \geq \frac{1}{4}\alpha. \end{cases}$$

Poznámka. Příklad $\gamma < \frac{1}{4}\alpha$ může (vzhledem k (11)) nastat jen tehdy, je-li $\frac{4}{5} < \alpha \leq 1$.

Důkaz věty 2. Utvoříme-li opět střední hodnoty na obou stranách nerovnosti (9) a užitíme-li (7) na předposlední člen vpravo, dostaneme

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{4K_0 a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{2K_1 a c}{n^{\alpha+\gamma}} E[|x_n - \Theta|] + \frac{2\sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}} + \frac{8K_1^2 B^2 a^2}{n^{2\alpha}} + \frac{2K_1^2 a^2 c^2}{n^{2\alpha+2\gamma}}. \quad (17)$$

Platí nerovnost

$$E[|x_n - \Theta|] = \int_{|x_n - \Theta| \leq \varepsilon_n} |x_n - \Theta| dP + \int_{|x_n - \Theta| > \varepsilon_n} |x_n - \Theta| dP \leq \leq \varepsilon_n P[|x_n - \Theta| \leq \varepsilon_n] + \frac{1}{\varepsilon_n} \int_{|x_n - \Theta| > \varepsilon_n} (x_n - \Theta)^2 dP \leq \varepsilon_n + \frac{1}{\varepsilon_n} b_n \quad (18)$$

pro libovolné $\varepsilon_n > 0$; položíme $\varepsilon_n = \frac{2K_1 c}{\varepsilon K_0 n^\gamma}$ ($0 < \varepsilon < 4$) a dosadíme do (17).

Pro $n > n_0(\eta)$ dostáváme

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{(4 - \varepsilon) K_0 a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{4K_1^2 K_0^{-1} \varepsilon^{-1} a c^2}{n^{\alpha+2\gamma}} + \frac{(2 + \eta) \sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}},$$

kde η je libovolné kladné číslo.

Posloupnost $\{b_n\}$ zřejmě vyhovuje předpokladům lemmatu 1, resp. 2. (Ježto $a > \frac{1}{4K_0}$ dle (12), lze volit ε tak, aby $(4 - \varepsilon) K_0 a > \text{Max}(2\gamma, 1 - 2\gamma)$.) Použitím těchto lemmat plyne tvrzení věty 2.

Věta 3. Platí-li (I), (II) a je-li $a_n = \frac{a}{n}$, $c_n = \frac{c}{n^{\frac{1}{2}}}$, $a > \frac{1}{4K_0}$, potom $b_n = O\left(\frac{1}{n^{\frac{1}{2}}}\right)$.

Tato volba $\{a_n\}, \{c_n\}$ je optimální v následujícím smyslu: Jestliže $a'_n = \frac{a'}{n^\alpha}$, $c'_n = \frac{c'}{n^\gamma}$ splňují (10), (11), (12) a jestliže buďto $\alpha' \neq 1$ nebo $\gamma' \neq \frac{1}{2}$, potom existuje systém $\{H(y|x)\}$, splňující (I), (II), pro nějž $b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{\frac{1}{2}-\varepsilon}}\right)$, kde $\varepsilon > 0$.

Důkaz. Dokážeme, že pro každou přípustnou dvojici α, γ existuje systém $\{H(y|x)\}$, pro nějž platí tvrzení věty 2 i tehdy, nahradíme-li symbol „ O “ symbolem „ O^{-1} “. Tím bude dokázána i věta 3.

1) Nechť $\gamma \geq \frac{1}{4}\alpha$. Učiňme předpoklad

$$\sigma^2(x) \geq \sigma_0^2 > 0 \quad \text{pro} \quad -\infty < x < +\infty. \quad (19)$$

Vyděme z rovnosti (6). Použitím (19) a levých větví nerovností (3), (4) dostáváme

$$E[(x_{n+1} - \Theta)^2 | x_n] \geq (x_n - \Theta)^2 - 4K_1 a_n (x_n - \Theta)^2 - - 2K_1 a_n c_n |x_n - \Theta| + 2\sigma_0^2 a_n^2 c_n^{-2};$$

odtud

$$b_{n+1} \geq \left(1 - \frac{4K_1 a}{n^\alpha}\right) b_n - \frac{2K_1 a c}{n^{\alpha+\gamma}} E[|x_n - \Theta|] + \frac{2\sigma_0^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}}. \quad (20)$$

Položme v nerovnosti (18)

$$\varepsilon_n = \frac{\varepsilon \sigma_0^2 a}{2K_1 c^3 n^\gamma}, \quad 0 < \varepsilon < 2,$$

a dosadíme do (20); dostaneme

$$b_{n+1} \geq \left(1 - \frac{4K_1 a + 4K_1^2 c^4 \varepsilon^{-1} \sigma_0^{-2}}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{(2 - \varepsilon) \sigma_0^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}},$$

neboť $\alpha + 2\gamma \geq 2\alpha - 2\gamma$. Dle lematu 3 resp. 4 jest $b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right)$.

2) Necht $\gamma < \frac{1}{2}\alpha$. Necht $\{H(y|x)\}$ je systém takový, že

$$M(x) = \begin{cases} - (x - \Theta)^2 & \text{pro } x \leq \Theta, \\ - \frac{1}{2}(x - \Theta)^2 & \text{pro } x > \Theta. \end{cases} \quad (21)$$

Předpoklad (II) je zřejmě splněn s konstantami $K_0 = 1$, $K_1 = 2$. Předpoklad (I) necht je splněn s konstantou $\sigma^2 = 1$. Necht pro jednoduchost

$$\Theta = 0. \quad (22)$$

Vydeme-li z rovnosti (6) a užijeme-li pravé větve nerovnosti (4) a odhadů věty 2, dostaneme snadno nerovnosti

$$b_{n+1} \leq b_n + \frac{2a}{n^\alpha} E[x_n M_{c_n}(x_n)] + \frac{(2 + \eta) a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}}, \quad n > n_0(\eta), \quad \eta > 0, \quad (23)$$

$$b_{n+1} \geq b_n + \frac{2a}{n^\alpha} E[x_n M_{c_n}(x_n)], \quad n = 1, 2, \dots \quad (24)$$

Odvodíme nejprve nerovnosti pro $E[x_n M_{c_n}(x_n)]$. Pro x reálné a $c > 0$ jest dle (21), (22):

$$M_c(x) = \begin{cases} -4x & \text{pro } x \leq -c, \\ \frac{1}{2c} x^2 - 3x + \frac{1}{2}c & \text{pro } -c < x < c, \\ -2x & \text{pro } x \geq c; \end{cases} \quad (25)$$

$$xM_c(x) = \begin{cases} -4x^2 \\ \frac{1}{2c} x^3 - 3x^2 + \frac{1}{2}cx \\ -2x^2 \end{cases} \leq -2x^2 + c^2; \quad (26)$$

dále

$$xM_c(x) = -4x^2 + x^2 \left(1 + \frac{1}{2c}x\right) \underset{(-c,c)}{\chi(x)} + \frac{1}{2}cx \underset{(-c,c)}{\chi(x)} + 2x^2 \underset{<c,+\infty}{\chi(x)},$$

kde 2. člen vpravo je ≥ 0 a 4. člen je $\geq \frac{1}{2}x^2 \underset{<c,+\infty}{\chi(x)} \geq \frac{1}{2}cx \underset{<c,+\infty}{\chi(x)}$; odtud

$$xM_c(x) \geq -4x^2 + \frac{1}{2}cx \underset{(-c,+\infty)}{\chi(x)} \geq -4x^2 + \frac{1}{2}cx. \quad (27)$$

Z (26) a (27) vyplývá

$$E[x_n M_{c_n}(x_n)] \leq -2b_n + \frac{c^2}{n^{2\gamma}}, \quad (28)$$

$$E[x_n M_{c_n}(x_n)] \geq -4b_n + \frac{c}{2n^\gamma} E[x_n]. \quad (29)$$

Dosaďme (28) do (23); ježto $\alpha + 2\gamma < 2\alpha - 2\gamma$, dostaneme

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{4a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{(2 + \eta') ac^2}{n^{\alpha+2\gamma}} \quad \text{pro } n > n_0(\eta'), \quad \eta' > 0.$$

Vzhledem k libovolnosti $\eta' > 0$ ježto dle lemmatu 1 (2):

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{2\gamma} b_n \leq \begin{cases} \frac{1}{2}c^2 & \text{pro } \alpha < 1, \\ \frac{2ac^2}{4a - 2\gamma} = qc^2 & \text{pro } \alpha = 1. \end{cases}$$

Ježto $\frac{1}{2} < q < 1$ (neboť $\gamma < \frac{1}{4} < a$), je v obou případech

$$b_n \leq \frac{q'c^2}{n^{2\gamma}} \quad \text{pro } n > n_0(q'), \quad q < q' < 1.$$

Z Čebyševovy nerovnosti plyne

$$P\left[|x_n| \geq \frac{c}{n^\gamma}\right] \leq \frac{b_n n^{2\gamma}}{c^2} \leq q', \quad \text{t. j. } P\left[|x_n| < \frac{c}{n^\gamma}\right] \geq 1 - q' = p' \quad (30)$$

pro $n > n_0(q')$. Z definice náhodných proměnných x_n pak vyplývá

$$E[x_{n+1}] = E[x_n] + \frac{a}{n^\alpha} E[M_{c_n}(x_n)]. \quad (31)$$

Dle (25) ježto $M_{c_n}(x_n) \geq -3x_n + \frac{1}{2}c_n \chi_{(-c_n, c_n)}(x_n)$; s použitím (30) ježto

$$E[M_{c_n}(x_n)] \geq -3E[x_n] + \frac{p'c}{2n^\gamma}$$

pro $n > n_0(q')$. Dosazením do (31) dostaneme

$$E[x_{n+1}] \geq \left(1 - \frac{3a}{n^\alpha}\right) E[x_n] + \frac{\frac{1}{2}p'ac}{n^{\alpha+\gamma}} \quad \text{pro } n > n_0(q').$$

Dle lemmatu 3 (4) je

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} n^\gamma E[x_n] \geq \begin{cases} \frac{1}{6}p'c & \text{pro } \alpha < 1, \\ \frac{\frac{1}{2}p'ac}{3a - \gamma} > \frac{1}{6}p'c & \text{pro } \alpha = 1. \end{cases}$$

V obou případech tedy

$$E[x_n] > \frac{p'c}{7n^\gamma} \quad (32)$$

pro $n > n_1$ (nějaké). (32) umožňuje zpřesnit nerovnost (29):

$$E[x_n M_{c_n}(x_n)] \geq -4b_n + \frac{p'c^2}{14n^{2\gamma}}$$

pro $n > n_1$. Dosazením do (24) dostaneme

$$b_{n+1} \geq \left(1 - \frac{8a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{p'ac^2}{7n^{\alpha+2\gamma}}$$

pro $n > n_1$, a dle lemmatu 3 (4)

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} n^{2\gamma} b_n \geq \frac{p'c^2}{56} > 0, \quad \text{t. j. } b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{2\gamma}}\right).$$

Obor čísel γ , pro něž $b_n = O\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right)$, lze rozšířit připojením dalších předpokladů o funkci $M(x)$. Učínme předpoklad

(III) $|M'''(x)| \leq Q$ pro $-\infty < x < +\infty$ a pro nějaké $Q > 0$.

Potom platí:

Věta 4. Za předpokladů (I), (II), (III) a (10), (11), (12) jest

$$b_n = \begin{cases} O\left(\frac{1}{n^{4\gamma}}\right) & \text{pro } \gamma < \frac{1}{6}\alpha, \\ O\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right) & \text{pro } \gamma \geq \frac{1}{6}\alpha. \end{cases}$$

Zejména tedy platí $b_n = O\left(\frac{1}{n^{\frac{2}{3}}}\right)$ pro $a_n = \frac{a}{n}$, $c_n = \frac{c}{n^{\frac{1}{6}}}$, $a > \frac{1}{4K_0}$. Tato volba konstant a_n , c_n je optimální v následujícím smyslu: Jestliže $\{a'_n\}$, $\{c'_n\}$ splňují (10), (11), (12) a jestliže buďto $\alpha' \neq 1$ nebo $\gamma' \neq \frac{1}{6}$, potom existuje systém $\{H(y|x)\}$ splňující (I), (II), (III), pro nějž

$$b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{\frac{2}{3}-\varepsilon}}\right), \quad \text{kde } \varepsilon > 0.$$

Důkaz. Pro x reálné a $c > 0$ je za předpokladů (II), (III)

$$M_c(x) = 2M'(x) + \frac{1}{6}c^2 \{M'''(x + \vartheta_1 c) + M'''(x - \vartheta_2 c)\},$$

t. j.

$$M_c(x) = -2\kappa_\Theta(x)(x - \Theta) + \frac{1}{6}c^2 Q_{\Theta,c}(x),$$

kde

$$|Q_{\Theta,c}(x)| \leq 2Q. \quad (33)$$

Odtud

$$(x - \Theta) M_c(x) \leq -2K_0(x - \Theta)^2 + \frac{1}{3}Qc^2|x - \Theta|. \quad (34)$$

Použijeme-li v rovnosti (6) nerovnosti (34), (I), (4), utvoříme pak střední hodnoty a použijeme (7), dostaneme

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{4K_0a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{\frac{2}{3}Qac^2}{n^{\alpha+2\gamma}} E[|x_n - \Theta|] + \frac{(2 + \eta)\sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}} \quad (35)$$

pro $n > n_0(\eta)$, $\eta > 0$. Položme v nerovnosti (18)

$$\varepsilon_n = \frac{2Qc^2}{3K_0 \varepsilon n^{2\gamma}},$$

kde $0 < \varepsilon < 4$ je takové, že $a > \frac{1}{(4 - \varepsilon) K_0}$, a dosadíme do (35):

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{(4 - \varepsilon) K_0 a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{\frac{4}{3} Q^2 K_0^{-1} \varepsilon^{-1} a c^4}{n^{\alpha+4\gamma}} + \frac{(2 + \eta) \sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}}$$

pro $n > n_0(\eta)$, $\eta > 0$. Lemma 1 (2) dává pak výsledek.

Důkaz optimality provedeme stručně; je obdobný důkazu věty 3. Pro $\gamma \geq \frac{1}{8}\alpha$ stačí opět předpoklad $\sigma^2(x) \geq \sigma_0^2 > 0$ pro $-\infty < x < +\infty$ k tomu,

aby $b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right)$. Pro $\gamma < \frac{1}{8}\alpha$ položíme (jest $\Theta = 0$)

$$M(x) = \begin{cases} -Lx^2 + x^3 & \text{pro } |x| \leq \bar{\delta} \quad (L > 0, \quad 0 < \bar{\delta} < 1), \\ -Lx^2 & \text{pro } |x| \geq 1 \end{cases}$$

a pro $\bar{\delta} < |x| < 1$ definujeme $M(x)$ tak, aby pro všechna x byly splněny předpoklady (II), (III) a předpoklad monotonie. To lze na př. pomocí Lagrange-Silvestrova interpolačního polynomu a vhodnou volbou $L > 0$. Pro $|x| + c < \bar{\delta}$, $c > 0$, jest

$$M_c(x) = -4Lx + 6x^2 + 2c^2. \quad (36)$$

Další krok důkazu se opírá o lemma 5, jež bude dokázáno později; předpoklady tohoto lemmatu necht' jsou splněny. Potom

$$E[x_n M_{c_n}(x_n)] = \int_{|x_n| \leq \delta} x_n M_{c_n}(x_n) dP + O\left(\frac{1}{n^q}\right)$$

pro libovolné $\delta > 0$ a $q > 0$; obdobný vztah platí i pro $E[M_{c_n}(x_n)]$. Odtud a dle (36) platí pro $0 < \delta_0 < \frac{1}{2}\bar{\delta}$ a $c_n < \delta_0$ (t. j. pro $n > n_0(\delta_0)$):

$$E[x_n M_{c_n}(x_n)] \geq -4Lb_n - 6\delta_0 b_n + 2c_n^2 E[x_n] + O\left(\frac{1}{n^q}\right); \quad (37)$$

$$E[M_{c_n}(x_n)] \geq -4L E[x_n] + 2c_n^2 + O\left(\frac{1}{n^q}\right).$$

Dosadíme-li poslední nerovnost do (31) a použijeme lemmatu 3 (4), dostaneme

$$E[x_n] \geq \frac{c^2}{3Ln^{2\gamma}}$$

pro $n \geq n_1$. Tuto nerovnost dosadíme do (37), a (37) do (24). ((24) i (31) platí obecně — pokud $\Theta = 0$). Lemma 3 (4) pak dává

$$b_n = O^{-1}\left(\frac{1}{n^{4\gamma}}\right).$$

Učínme konečně předpoklad

$$(IV) \quad M^{(2k+1)}(\Theta) = 0, \quad |M^{(2k+2)}(x)| \leq A^{2k+1}(2k+1)!$$

pro $-\infty < x < +\infty$, $k = 1, 2, \dots$ a pro nějaké $A > 0$.

Věta 5. Za předpokladů (I), (II), (IV) a (10), (11), (12) platí

$$b_n = O\left(\frac{1}{n^{\alpha-2\gamma}}\right).$$

Poznámka. K libovolnému $\varepsilon > 0$ lze tedy volbou $a_n = \frac{a}{n}$, $c_n = \frac{c}{n^{\frac{1}{2}\varepsilon}}$, $a > \frac{1}{4K_0}$ dosáhnouti toho, že $b_n = O\left(\frac{1}{n^{1-\varepsilon}}\right)$.

Důkaz věty 5. Budiž x reálné a $0 < c < \frac{1}{A\sqrt{2}}$. Potom

$$M(x+c) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{c^k}{k!} M^{(k)}(x), \quad M(x-c) = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \frac{c^k}{k!} M^{(k)}(x)$$

jsou absolutně konvergentní řady a je tedy

$$M_c(x) = 2 \sum_{j=0}^{\infty} \frac{c^{2j}}{(2j+1)!} M^{(2j+1)}(x) = \\ = \left\{ -2\kappa_{\Theta}(x) + 2 \sum_{j=1}^{\infty} \frac{c^{2j}}{(2j+1)!} M^{(2j+2)}(\Theta + \vartheta_j(x-\Theta)) \right\} (x-\Theta),$$

kde

$$2 \sum_{j=1}^{\infty} \leq 2 \sum_{j=1}^{\infty} c^{2j} A^{2j+1} = 2A \frac{c^2 A^2}{1 - c^2 A^2} < 4A^3 c^2. \quad (38)$$

Odtud

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -(2 - \eta) K_0 (x_n - \Theta)^2 \quad (39)$$

pro $n > n_0(\eta)$, $0 < \eta < 2$.

Použijeme-li (39) v rovnosti (6), dostaneme obdobně jako dříve

$$b_{n+1} \leq \left(1 - \frac{(4 - \eta') K_0 a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{(2 + \eta'') \sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}}$$

pro $n > n_0(\eta', \eta'')$, $\eta' > 0$, $\eta'' > 0$, odkud plyne výsledek.

Za jistých dodatečných předpokladů lze dokázat asymptotickou normalitu náhodných proměnných x_n . K tomu cíli odvodíme nejprve řádové odhady absolutních momentů $\beta_n^{(r)} = E[|x_n - \Theta|^r]$ všech řádů.

Vyslovme předpoklad

(V) pro každé sudé $p > 2$ existuje $K_p > 0$ tak, že

$$\int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^p dH(y|x) \leq K_p \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty.$$

Věta 6. Necht' platí (I), (II), (V) a (10), (11), (12). Nastává-li jeden z případů 1° $\gamma \geq \frac{1}{4}\alpha$, 2° $\gamma \geq \frac{1}{6}\alpha$ a platí (III), 3° platí (IV), potom $\beta_n^{(r)} = O\left(\frac{1}{n^{\frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}\right)$

pro $r = 1, 2, \dots$ (40); jestliže $4^\circ \gamma < \frac{1}{4}\alpha$, potom $\beta_n^{(r)} = O\left(\frac{1}{n^{r\gamma}}\right)$ pro $r = 1, 2, \dots$;
 jestliže $5^\circ \gamma < \frac{1}{6}\alpha$ a platí (III), potom $\beta_n^{(r)} = O\left(\frac{1}{n^{2r\gamma}}\right)$ pro $r = 1, 2, \dots$.

Důkaz. Uvažujme případ 1^o. Pro $r = 2$ platí (40) podle věty 2. Budiž $r > 2$ sudé. Vyslovme indukční předpoklad:

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{t}{2}(\alpha - 2\gamma)} \beta_n^{(t)} < B_t \quad \text{pro } [2 \leq t \leq r - 2]$$

a pro nějaké $B_t > 0$. Z definice náhodných proměnných x_n vyplývá

$$(x_{n+1} - \Theta)^r = \left(x_n - \Theta + a_n \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^r;$$

odtud

$$\beta_{n+1}^{(r)} = \beta_n^{(r)} + ra_n \mathbb{E}[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] + \sum_{t=2}^r \binom{r}{t} J_t, \quad (41)$$

kde

$$J_t = a_n^t \mathbb{E} \left[(x_n - \Theta)^{r-t} \left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^t \right].$$

Jest

$$\begin{aligned} J_2 &\leq a_n^2 \mathbb{E}[(x_n - \Theta)^{r-2} \{2\sigma^2 c_n^2 + M_{c_n}^2(x_n)\}] \leq \frac{2\sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha - 2\gamma}} \cdot \frac{B_{r-2}}{n^{\frac{r-2}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \\ &+ \frac{8K_1^2 a^2}{n^{2\alpha}} \beta_n^{(r)} + \frac{2K_1^2 a^2 c^2}{n^{2\alpha + 2\gamma}} \cdot \frac{B_{r-2}}{n^{\frac{r-2}{2}(\alpha - 2\gamma)}} \leq \frac{(2 + \eta') B_{r-2} \sigma^2 a^2 c^{-2}}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \frac{8K_1^2 a^2}{n^{2\alpha}} \beta_n^{(r)} \end{aligned} \quad (42)$$

pro $n > n_0(\eta')$, $\eta' > 0$. (Použili jsme (4) a indukčního předpokladu.) S použitím (2) a nerovnosti $|a + b + c|^t \leq 3^t (|a|^t + |b|^t + |c|^t)$ odhadneme výraz

$$\begin{aligned} \mathbb{E} \left[\left| \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right|^t \middle| x_n \right] &\leq 2 \cdot 3^t K_t c_n^{-t} + 3^t |M_{c_n}(x_n)|^t \leq 2 \cdot 3^t K_t c_n^{-t} + \\ &+ (12K_1)^t |x_n - \Theta|^t + (6K_1)^t c_n^t. \end{aligned}$$

Zde K_t pro t lichá, $t \geq 3$, značí konstanty, jež ohraničují momenty $\int_{-\infty}^{\infty} |y - M(x)|^t dH(y|x)$; existence těchto konstant plyne z (V) a z Ljapunovovy nerovnosti.

Odtud pro $3 \leq t \leq r - 2$

$$\begin{aligned} |J_t| &\leq \frac{(2 + \eta) 3^t K_t a^t c^{-t}}{n^{t\alpha - t\gamma}} \cdot \frac{B_{r-t}}{n^{\frac{r-t}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \frac{(12K)^t a^t}{n^{t\alpha}} \beta_n^{(r)} \leq \frac{(2 + \eta) B_{r-t} 3^t K_t a^t c^{-t}}{n^{\frac{t}{2}\alpha + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \\ &+ \frac{(12K_1)^t a^t}{n^{t\alpha}} \beta_n^{(r)} \end{aligned}$$

pro $n > n_0(\eta)$, t. j.

$$|J_t| = O\left(\frac{1}{n^{\frac{3}{2}\alpha + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}}\right) + O\left(\frac{1}{n^{3\alpha}}\right)\beta_n^{(r)}. \quad (43)$$

Snadno se zjistí, že odhad (43) platí i pro J_{r-1} a J_r . Dle (2) jest

$$E[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] \leq -2K_0\beta_n^{(r)} + K_1c_n\beta_n^{(r-1)}.$$

Platí nerovnost

$$\beta_n^{(r-1)} \leq \varepsilon_n\beta_n^{(r-2)} + \frac{1}{\varepsilon_n}\beta_n^{(r)} \quad (44)$$

pro libovolné $\varepsilon_n > 0$. Položme $\varepsilon_n = \frac{K_1K_0^{-1}\varepsilon^{-1}c}{n^\gamma}$, kde $\varepsilon > 0$ volíme tak, aby $(2 - \varepsilon)K_0a > \frac{1}{2} - \gamma$; to lze vzhledem k (12). Dostáváme

$$E[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] \leq -(2 - \varepsilon)K_0\beta_n^{(r)} + \frac{K_1^2K_0^{-1}\varepsilon^{-1}c}{n^{2\gamma}}\beta_n^{(r-2)};$$

odtud

$$ra_n E[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] \leq -\frac{(2 - \varepsilon)K_0ra}{n^\alpha}\beta_n^{(r)} + \frac{K_1^2K_0^{-1}B_{r-2}\varepsilon^{-1}rac^2}{n^{4\gamma + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}}. \quad (45)$$

Dosazením (42), (43), (45) do (41) dostáváme (vzhledem k tomu, že $4\gamma \geq \alpha$)

$$\beta_{n+1}^{(r)} \leq \left(1 - \frac{(2 - \eta'')K_0ra}{n^\alpha}\right)\beta_n^{(r)} + \frac{\binom{r}{2}(2 + \eta')B_{r-2}\sigma^2a^2c^{-2} + K_1^2K_0^{-1}B_{r-2}\varepsilon^{-1}rac^2}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}} \quad (46)$$

pro $n > n_0(\eta', \eta'')$, $\eta'' > 0$, $\eta' > \varepsilon > 0$. Odtud vyplývá

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}\beta_n^{(r)} < B_r$$

pro nějaké $B_r > 0$. Konečně ze známé nerovnosti (vynechávám index n)

$$(\beta^{(r-1)})^{\frac{1}{r-1}} \leq (\beta^{(r)})^{\frac{1}{r}}$$

plyne (40) i pro $t = r - 1$ a $t = 1$.

V případě 2° platí (40) pro $r = 2$ podle věty 4. Předchozí důkaz lze pak opakovat s tím rozdílem, že používáme vztahů (33), (34) místo (2), (3). Výsledné nerovnosti (42), (43) platí beze změny; v (44) položíme

$$\varepsilon_n = \frac{\frac{1}{3}QK_0^{-1}\varepsilon^{-1}c^2}{n^{2\gamma}};$$

poslední člen v (45) pak přejde ve výraz

$$\frac{\frac{1}{3}Q^2K_0^{-1}B_{r-2}\varepsilon^{-1}rac^4}{n^{6\gamma + \frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}}.$$

Ježto $6\gamma \geq \alpha$, platí opět (až na konstanty v čitateli 2. členu) nerovnost (46) a tím i odhad (40).

Rovněž v případech 3°, 4°, 5° lze důkaz provést obdobně jako v případě 1°, s příslušnými změnami.

Důsledkem věty 6 jest:

Lemma 5. *Za předpokladů (I), (II), (V) a (10), (11), (12) jest*

$$\int_{|x_n - \Theta| > \delta} |x_n - \Theta|^r dP = O\left(\frac{1}{n^q}\right)$$

pro každé $\delta > 0$, $r \geq 0$, $q > 0$.

Důkaz.

$$\begin{aligned} \int_{|x_n - \Theta| > \delta} |x_n - \Theta|^r dP &\leq \delta^{-t} \int_{|x_n - \Theta| > \delta} |x_n - \Theta|^{r+t} dP \leq \delta^{-t} \beta_n^{(r+t)} = \\ &= \begin{cases} O\left(\frac{1}{n^{\frac{r+t}{2}(\alpha-2\gamma)}}\right) & \text{pro } \gamma \geq \frac{1}{4}\alpha, \\ O\left(\frac{1}{n^{(r+t)\gamma}}\right) & \text{pro } \gamma < \frac{1}{4}\alpha. \end{cases} \end{aligned}$$

Nyní stačí volit t tak, že

$$\frac{r+t}{2}(\alpha-2\gamma) \geq q, \text{ resp. } (r+t)\gamma \geq q.$$

Učiňme předpoklad

(VI) funkce $\sigma^2(x)$ je spojitá v bodě Θ ; $\sigma^2(\Theta) = \sigma_\Theta^2 > 0$.

Nyní již můžeme přistoupit k důkazu asymptotické normality náhodných proměnných x_n .

Věta 7. *Platí-li (I), (II), (V), (VI) a nastává-li jeden z případů 1° $\gamma \geq \frac{1}{4}\alpha$ a v nějakém okolí bodu Θ existuje spojitá $M''(x) < 0$, 2° $\gamma > \frac{1}{6}\alpha$ a platí (III), 3° platí (IV), potom limitní rozložení náhodných proměnných $n^{\frac{1}{2}(\alpha-2\gamma)}(x_n - \Theta)$ je normální se střední hodnotou 0 a s rozptylem $\frac{\sigma_\Theta^2 a}{2mc^2}$ pro $\alpha < 1$, resp. $\frac{\sigma_\Theta^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma)c^2}$ pro $\alpha = 1$, kde $m = -M''(\Theta)$.*

Poznámka. Na rozdíl od věty 6 není ve 2° zahrnut případ $\gamma = \frac{1}{6}\alpha$.

Důkaz věty 7. Označme $b_n^{(r)} = E[x_n - \Theta]^r$, $r = 1, 2, \dots$; tedy $b_n^{(0)} = b_n$. Jak známo (viz na př. [10], str. 111–112), stačí dokázat, že

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)} b_n^{(r)} = \begin{cases} 0 & \text{pro } r = 2s - 1, \\ \left(\frac{\sigma_\Theta^2 a}{2mc^2}\right)^s (2s - 1)!! & \text{pro } r = 2s, \alpha < 1, \\ \left(\frac{\sigma_\Theta^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma)c^2}\right)^s (2s - 1)!! & \text{pro } r = 2s, \alpha = 1, \end{cases} \quad \left. \begin{array}{l} \\ \\ \\ \end{array} \right\} \begin{array}{l} \\ \\ \\ s = 1, 2, \dots \end{array} \quad (47)$$

1) Uvažujme nejprve případ 1°. Necht $x + c$, $x - c$ ($c > 0$) náležejí do intervalu, v němž existuje $M''(x)$. Potom jest

$$M_c(x) = 2M'(x) + \frac{1}{2}c\{M''(x + \vartheta_1c) - M''(x - \vartheta_2c)\},$$

kde $0 < \vartheta_i < 1$, $i = 1, 2$. Jak plyne z 1°, je $M''(x)$ stejnoměrně spojitá v nějakém uzavřeném intervalu $\langle \Theta - \delta, \Theta + \delta \rangle$; existuje tedy k libovolnému $\eta > 0$ číslo $0 < \delta_1 < \delta$ tak, že

$$(|x - \Theta| \leq \delta - \delta_1, 0 < c < \delta_1) \Rightarrow \frac{1}{2} |M''(x + \vartheta_1c) - M''(x - \vartheta_2c)| \leq \eta.$$

Dále jest $M'(x) = M'(\Theta) + (x - \Theta)M''(\Theta) + o(|x - \Theta|)$, $M'(\Theta) = 0$; existuje tedy $\delta_2 > 0$ tak, že $|x - \Theta| \leq \delta_2 \Rightarrow |M'(x) - (x - \Theta)M''(\Theta)| \leq \frac{1}{2}\eta|x - \Theta|$. Položme $\delta_0 = \text{Min}(\delta - \delta_1, \delta_2)$. Celkem pro $|x - \Theta| \leq \delta_0$, $0 < c \leq \delta_1$ dostáváme

$$M_c(x) = -2m(x - \Theta) + \eta_x^{(1)}(x - \Theta) + \eta_x^{(2)}c, \quad (48)$$

kde $m = -M''(\Theta)$ a $\eta_x^{(1)}$, $\eta_x^{(2)}$ (a v dalším $\eta_x^{(3)}$, $\eta_x^{(4)}$) značí funkce x (a také c), pro něž $|\eta_x^{(i)}| \leq \eta$ pro $|x - \Theta| \leq \delta_0$, $i = 1, 2, 3, 4$. Písmena $\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{11}$ značí v dalším čísla (mohou být i nekladná) taková, že $|\eta_i| \leq \eta$, $i = 1, 2, \dots, 11$. Tvrzení (47) dokážeme nyní indukcí. V celém důkazu budeme předpokládat, že $c_n \leq \delta_1$, t. j. že $n > n_0(\delta_1)$.

2) Necht $r = 1$. Dle (31) jest $b_{n+1}^{(1)} = b_n^{(1)} + a_n E[M_{c_n}(x_n)]$. Dle (3) a lemmatu 5 a dále dle (48) jest

$$\begin{aligned} E[M_{c_n}(x_n)] &= \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} M_{c_n}(x_n) dP + O\left(\frac{1}{n^2}\right) = -2m \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} (x_n - \Theta) dP + \\ &+ \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(1)}(x_n - \Theta) dP + c_n \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(2)} dP + O\left(\frac{1}{n^2}\right) = \\ &= -2mb_n^{(1)} + \eta_1 b_n^{(1)} + \eta_2 c_n + O\left(\frac{1}{n^2}\right). \end{aligned}$$

Odtud a dle věty 6 je pro dostatečně velká n

$$b_{n+1}^{(1)} = \left(1 - \frac{2ma}{n^2}\right) b_n^{(1)} + \frac{\eta_3 B_1 a}{n^{\alpha + \frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \frac{\eta_2 ac}{n^{\alpha + \gamma}} + O\left(\frac{1}{n^2}\right).$$

Ježto $\frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma) \leq \gamma$, jest

$$|b_{n+1}^{(1)}| \leq \left(1 - \frac{2ma}{n^2}\right) |b_n^{(1)}| + \frac{\eta(B_1 a + ac + o(1))}{n^{\alpha + \frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma)}}.$$

Dle lemmatu 1 (2) (posledního smíme použítí, neboť $m \geq K_0$ a $a > \frac{1}{4K_0}$ dle předpokladu)

$$\limsup_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma)} |b_n^{(1)}| \leq \frac{\eta(B_1 + c)}{2m} \quad \text{resp.} \quad \frac{\eta(B_1 + c) a}{2ma - \frac{1}{2} + \gamma},$$

a vzhledem k libovlnosti $\eta > 0$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma)} b_n^{(1)} = 0. \quad (49)$$

3) Necht $r = 2$. Necht δ_0 je už voleno tak, že také

$$|x - \Theta| \leq \delta_0 + \delta_1 \Rightarrow |\sigma^2(x) - \sigma_\Theta^2| \leq \frac{1}{2}\eta. \quad (50)$$

Podle (6) jest

$$\begin{aligned} b_{n+1} &= b_n + 2a_n E[(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n)] + \frac{a_n^2}{c_n^2} E[\sigma^2(x_n + c_n) + \sigma^2(x_n - c_n)] + \\ &+ a_n^2 E[M_{c_n}^2(x_n)] = b_n + 2a_n E_1 + \frac{a_n^2}{c_n^2} E_2 + a_n^2 E_3. \end{aligned} \quad (51)$$

Podobně jako ad 2) dostáváme

$$\begin{aligned} E_1 &= \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} (x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) dP + O\left(\frac{1}{n^q}\right) = -2m \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} (x_n - \Theta)^2 dP + \\ &+ \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(1)}(x_n - \Theta)^2 dP + c_n \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(2)}(x_n - \Theta) dP + O\left(\frac{1}{n^q}\right) = \\ &= -(2m + \eta_4) b_n + \eta_5 c_n \beta_n^{(1)} + O\left(\frac{1}{n^q}\right) = -(2m + \eta_4) b_n + \frac{\eta_5 B_1 c}{n^{\gamma + \frac{1}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + O\left(\frac{1}{n^q}\right); \\ E_2 &= \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \{\sigma^2(x_n + c_n) + \sigma^2(x_n - c_n)\} dP + O\left(\frac{1}{n^q}\right) = 2\sigma_\Theta^2 + \eta_7 + O\left(\frac{1}{n^q}\right); \end{aligned}$$

konečně dle (4) jest $E_3 = o(1)$. Dosazením do (51) dostaneme

$$b_{n+1} = \left(1 - \frac{(4m + 2\eta_4) a}{n^\alpha}\right) b_n + \frac{(2\sigma_\Theta^2 + \eta_7) a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha - 2\gamma}} + \frac{2\eta_5 B_1 a c + o(1)}{n^{\frac{3}{2}\alpha}}.$$

Vzhledem k nerovnosti $2\alpha - 2\gamma \leq \frac{3}{2}\alpha$ a vzhledem k libovolnosti $\eta > 0$ obdržíme pomocí lemmat 1 – 4:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\alpha - 2\gamma} b_n = \begin{cases} \frac{\sigma_\Theta^2 a}{2mc^2} & \text{pro } \alpha < 1, \\ \frac{\sigma_\Theta^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma) c^2} & \text{pro } \alpha = 1. \end{cases} \quad (52)$$

4) Necht $r > 2$. Pro $r > 2$ platí (srv. (41))

$$b_{n+1}^{(r)} = b_n^{(r)} + r a_n E[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] + \sum_{t=2}^r \binom{r}{t} J_t, \quad (53)$$

kde

$$J_t = a_n^t E\left[(x_n - \Theta)^{r-t} \left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n}\right)^t\right].$$

Podobně jako ad 2), 3) odvodíme

$$\begin{aligned} E[(x_n - \Theta)^{r-1} M_{c_n}(x_n)] &= -2m \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} (x_n - \Theta)^r dP + \\ &+ \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(1)}(x_n - \Theta)^r dP + c_n \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} \eta_{x_n}^{(2)}(x_n - \Theta)^{r-1} dP + O\left(\frac{1}{n^q}\right) = \\ &= -2m b_n^{(r)} + \frac{\eta_5 B_r}{n^{\frac{r}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + \frac{\eta_5 B_{r-1} c}{n^{\gamma + \frac{r-1}{2}(\alpha - 2\gamma)}} + O\left(\frac{1}{n^q}\right); \end{aligned} \quad (54)$$

$$\begin{aligned}
J_2 &= a_n^2 \int_{|x_n - \Theta| \leq \delta_0} (x_n - \Theta)^{r-2} \left\{ \frac{2\sigma_\Theta^2 + \eta_{x_n}^{(3)}}{c_n^2} + M_{c_n}^2(x_n) \right\} dP + O\left(\frac{1}{n^\alpha}\right) = \\
&= \frac{2\sigma_\Theta^2 a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha-2\gamma}} b_n^{(r-2)} + \frac{\eta_{10} B_{r-2} a^2 c^{-2} + o(1)}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}. \quad (55)
\end{aligned}$$

Dle (43) jest

$$J_t = O\left(\frac{1}{n^{\frac{3}{2}\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}\right) \text{ pro } 3 \leq t \leq r. \quad (56)$$

Dosaďme nyní (54), (55), (56) do (53) a současně položme jako indukční předpoklad $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{r-2}{2}(\alpha-2\gamma)} b_n^{(r-2)} = B_{r-2}^* \geq 0$, kde $B_{r-2}^* = B_{r-2}^*(\alpha, \gamma)$. Dostáváme tak pro $n > n_0(\eta)$

$$\begin{aligned}
b_{n+1}^{(r)} &= \left(1 - \frac{2mra}{n^\alpha}\right) b_n^{(r)} + \frac{\eta_3 B_r a}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}} + \frac{\eta_3 B_{r-1} r a c}{n^{\frac{1}{2}\alpha + 2\gamma + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}} + \\
&+ \frac{\sigma_\Theta^2 (B_{r-2}^* + \eta_{11}) r(r-1) a^2 c^{-2}}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}} + \frac{\eta_{10} B_{r-2} \frac{1}{2} r(r-1) a^2 c^{-2} + o(1)}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}.
\end{aligned}$$

Jestliže $B_{r-2}^* > 0$, potom vzhledem k nerovnosti $\frac{1}{2}\alpha + 2\gamma \geq \alpha$ a vzhledem k libovolnosti $\eta > 0$ platí

$$b_{n+1}^{(r)} \leq \left(1 - \frac{2mra}{n^\alpha}\right) b_n^{(r)} + \frac{r(r-1) (B_{r-2}^* \pm \varepsilon) \sigma_\Theta^2 a^2 c^{-2}}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}$$

pro libovolné $\varepsilon > 0$ a všechna $n > n_1(\varepsilon)$; odtud

$$\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)} b_n^{(r)} = B_r^* = \begin{cases} (r-1) B_{r-2}^* \frac{\sigma_\Theta^2 a}{2mc^2} & \text{pro } \alpha < 1, \\ (r-1) B_{r-2}^* \frac{\sigma_\Theta^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma) c^2} & \text{pro } \alpha = 1. \end{cases}$$

Jestliže $B_{r-2}^* = 0$, potom

$$|b_{n+1}^{(r)}| \leq \left(1 - \frac{2mra}{n^\alpha}\right) |b_n^{(r)}| + \frac{\varepsilon}{n^{\alpha + \frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)}}$$

pro $\varepsilon > 0$, $n > n_2(\varepsilon)$, a odtud $\lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{r}{2}(\alpha-2\gamma)} b_n^{(r)} = B_r^* = 0$. Poněvadž dle (49) a (52) je indukční předpoklad splněn pro $r = 1$ a $r = 2$, při čemž $B_1^* = 0$, $B_2^* = \frac{\sigma_\Theta^2 a}{2mc^2}$ pro $\alpha < 1$ resp. $B_2^* = \frac{\sigma_\Theta^2 a^2}{(2ma - \frac{1}{2} + \gamma) c^2}$ pro $\alpha = 1$, je tím v případě 1° tvrzení (47) dokázáno.

5) V případě 2° a 3° lze vést důkaz stejně jako v případě 1° s tím rozdílem, že místo (48) použijeme v případě 2° vztahu $M_c(x) = -2m(x - \Theta) + \eta_x^{(1)} \cdot (x - \Theta) + Q_{x,c}c^2$, kde $|Q_{x,c}| \leq \frac{1}{3}Q$, pro $|x - \Theta| \leq \delta_0(\eta)$, a v případě 3° vztahu

$$M_c(x) = -2m(x - \Theta) + \eta_x^{(2)}(x - \Theta) \quad \text{pro } |x - \Theta| \leq \delta_0(\eta).$$

Tyto vztahy vyplývají z (33) a (38).

3. KW metoda v případě ohraničených odchylek od regresní funkce

Nechť $H(y|x)$, $M(x)$ ($-\infty < x < +\infty$); $x_n, y_{2n}, y_{2n-1}, a_n, c_n$ ($n = 1, 2, \dots$), mají též význam jako v odstavci 2. Předpoklady (I), (II) nahradme však předpoklady

(VII) existuje konečný interval $\langle A, B \rangle$ tak, že

$$1^\circ \Theta \in (A, B);$$

$$2^\circ x \text{ non } \in \langle A, B \rangle \Rightarrow H(y|x) = \begin{cases} 0 & \text{pro } y \leq M(x), \\ 1 & \text{pro } y > M(x); \end{cases}$$

(VIII) existuje konstanta $C > 0$ tak, že

$$\int_{M(x)-C}^{M(x)+C} dH(y|x) = 1 \quad \text{pro } -\infty < x < +\infty;$$

(IX) existují $\bar{\delta} > 0$, $K_0 > 0$, $K_1 > 0$ tak, že

$$K_0 |x - \Theta| \leq |M'(x)| \leq K_1 |x - \Theta| \quad \text{pro } |x - \Theta| \leq \bar{\delta};$$

(X) existují $\varrho > 0$, $R > 0$ tak, že

$$|x' - x''| < \varrho \Rightarrow |M(x') - M(x'')| < R;$$

(XI) k libovolnému $\delta > 0$ existuje $\pi(\delta) > 0$ tak, že

$$|x - \Theta| > \delta \Rightarrow \inf_{\frac{1}{2}\delta > \varepsilon > 0} \frac{|M(x + \varepsilon) - M(x - \varepsilon)|}{\varepsilon} > \pi(\delta).$$

Dále necht $x_1 \in \langle A, B \rangle$.

Poznámka. Splnění předpokladu (VII) můžeme dosáhnout zejména tehdy, když $H(y|x)$ splňují (VIII) – (XI) v nějakém konečném intervalu $\langle A, B \rangle$, o němž víme, že obsahuje Θ jako vnitřní bod, a když známe nějaký dolní odhad hodnot $M(A)$ a $M(B)$. (Tento případ v praktických úlohách zřejmě často nastává.) Potom lze totiž změnit distribuční funkce $H(y|x)$ pro x ležící vně $\langle A, B \rangle$ a stanovit je ve shodě s předpoklady (VII) – (XI).

Předpoklad (IX) je ovšem podstatně slabší než předpoklad (II) odst. 2.; je splněn zejména tehdy, když existuje $M''(\Theta) < 0$. Předpoklady (VII) – (XI) představují (na rozdíl od předpokladů (I), (II)) speciální případ původního případu Kiefer-Wolfowitzova; odtud plyne konvergence $x_n \rightarrow \Theta$ s pravděpodobností 1.

Položme

$$q = \sup_{n=1,2,\dots} \frac{a_n}{c_n}, \quad q' = \sup_{n=1,2,\dots} c_n,$$

$$A_0 = A - q' - q(2C + R), \quad B_0 = B + q' + q(2C + R).$$

Předpokládejme, že $q' < \frac{1}{2}\varrho$; to lze bez újmy obecnosti: platí-li totiž (X), pak existují čísla $\varrho' > 0$, $R' > 0$, která rovněž vyhovují (X) a taková, že $q' < \frac{1}{2}\varrho'$.

Lemma 6. *Za předpokladů (VII) – (XI) jest*

$$A_0 \leq x_n \leq B_0 \quad \text{pro } n = 1, 2, \dots \quad (57)$$

Důkaz. Pro $n = 1$ platí (57) dle předpokladu. Budiž nyní $n > 1$ pevné.

1) Necht $A - q' \leq x_n \leq B + q'$. Jest

$$x_{n+1} = x_n + \frac{a_n}{c_n} (y_{2n} - y_{2n-1}),$$

kde

$$|y_{2n} - y_{2n-1}| \leq 2C + R \quad (\text{dle (VIII) a (X)});$$

odtud

$$A - q' - q(2C + R) \leq x_{n+1} \leq B + q' + q(2C + R),$$

t. j.

$$A_0 \leq x_{n+1} \leq B_0.$$

2) Necht buďto $x_n < A - q'$ nebo $x_n > B + q'$. Potom dle (VII):

$$x_{n+1} = x_n + \frac{a_n}{c_n} \{M(x_n + c_n) - M(x_n - c_n)\};$$

ježto $A - q' < \Theta - c_n$, $B + q' > \Theta + c_n$ – a tedy $x_n \pm c_n < \Theta$ v prvním a $x_n \pm c_n > \Theta$ v druhém případě – a ježto $M(x)$ je rostoucí (klesající) pro $x < \Theta$ ($x > \Theta$), jest v prvním případě $x_n < x_{n+1} < A - q' + qR < B_0$ a v druhém $x_n > x_{n+1} > B + q' - qR > A_0$. Dle indukčního předpokladu je však $A_0 \leq x_n \leq B_0$; tedy i $A_0 \leq x_{n+1} \leq B_0$.

Lemma 7. *Za předpokladů (VII) – (XI) existuje konstanta $K > 0$ a přirozené číslo n_0 tak, že*

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -K(x_n - \Theta)^2 + K_1 c_n |x_n - \Theta| \quad \text{pro } n \geq n_0. \quad (58)$$

Důkaz. Dle (IX) jest pro $|x - \Theta| + c < \bar{\delta}$, ($c > 0$)

$$(x - \Theta) M_c(x) \leq -2K_0(x - \Theta)^2 + K_1 c |x - \Theta|.$$

Budiž $n_0 = n_0(\frac{1}{3}\bar{\delta})$ index, od něhož počínaje jest $c_n < \frac{1}{3}\bar{\delta}$; potom

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -2K_0(x_n - \Theta)^2 + K_1 c_1 |x_n - \Theta| \quad (59)$$

pro $n \geq n_0$ a $|x_n - \Theta| \leq \frac{2}{3}\bar{\delta}$.

Pro $n \geq n_0$ a $|x_n - \Theta| > \frac{2}{3}\bar{\delta}$ je však dle (XI)

$$|M_{c_n}(x_n)| \geq \inf_{\frac{1}{3}\bar{\delta} > \varepsilon > 0} \frac{|M(x_n + \varepsilon) - M(x_n - \varepsilon)|}{\varepsilon} > \pi \left(\frac{2}{3}\bar{\delta} \right).$$

Označme $D_0 = \text{Max} (|A_0 - \Theta|, |B_0 - \Theta|)$; dle lemmatu 6 jest

$$\frac{|x_n - \Theta|}{D_0} \leq 1 \quad \text{pro } n = 1, 2, \dots$$

a tedy

$$|M_{c_n}(x_n)| \geq \frac{\pi(\frac{2}{3}\bar{\delta})}{D_0} |x_n - \Theta| \quad \text{pro } n \geq n_0 \text{ a } |x_n - \Theta| > \frac{2}{3}\bar{\delta}.$$

Vzhledem k nerovnostem $c_n < \frac{1}{3}\bar{\delta}$, $|x_n - \Theta| > \frac{2}{3}\bar{\delta}$ a vzhledem k monotonii $M(x)$ pro $x \leq \Theta$ jsou výrazy $(x_n - \Theta)$ a $M_{c_n}(x_n)$ opačného znaménka a tudíž

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -\frac{\pi(\frac{2}{3}\bar{\delta})}{D_0} (x_n - \Theta)^2 \quad \text{pro } n \geq n_0 \text{ a } |x_n - \Theta| > \frac{2}{3}\bar{\delta}. \quad (60)$$

Spojením (59) a (60) dostáváme pro $n \geq n_0$ nerovnost (58), kde

$$K = \text{Min} \left(\frac{\pi(\frac{2}{3}\bar{\delta})}{D_0}, 2K_0 \right).$$

Vyslovme ještě dodatečné předpoklady

(XII) $|M'''(x)| \leq Q$ pro $|x - \Theta| \leq \bar{\delta}$;

(XIII) $M^{(2k+1)}(\Theta) = 0$, $|M^{(2k+2)}(x)| < A^{2k+1}(2k+1)!$

pro $|x - \Theta| \leq \bar{\delta}$, $k = 1, 2, \dots$ a pro nějaké $A > 0$.

Jako (12a) označme implikaci $\alpha = 1 \Rightarrow a > \frac{1}{2K}$.

Nyní již můžeme vyslovit hlavní tvrzení tohoto odstavce.

Věta 8. *Věty 1–7 (odstavce 2) platí i tehdy, když současně nahradíme*

předpoklady (I), (II) — předpoklady (VII) — (XI),

předpoklad (III) — předpokladem (XII),

předpoklad (IV) — předpokladem (XIII),

předpoklad (12) — předpokladem (12a),

(resp. nerovnost $a > \frac{1}{4K_0}$ — nerovností $a > \frac{1}{2K}$),³⁾

vynecháme předpoklad (V), a vše ostatní ponecháme beze změny.

Důkazy vět 1–7 za nových předpokladů jsou obdobné důkazům uvedeným v odstavci 2. Omezíme se proto na vytčení některých odlišností.

K větě 1: Konvergence $x_n \rightarrow \Theta$ podle kvadratického středu plyne z konvergence $x_n \rightarrow \Theta$ s pravděpodobností 1 a z lemmatu 6.

K větě 2: Místo nerovnosti (3) používáme (jako všude v dalším) nerovnosti (58). Místo (I) a (4) užíváme nerovnosti

$$E \left[\left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^2 \right] \leq c_n^{-2} (2C^2 + R^2), \quad (61)$$

která plyne z (VIII) a (X).

³⁾ Jde o konstantu K , vystupující v (58).

K větě 3: K důkazu použijeme lemmatu 5, které (jak později ukážeme) platí i v tomto případě a které umožňuje omezit se při vyšetřování středních hodnot jistých náhodných proměnných na integrační obory typu $|x_n - \Theta| \leq \leq \delta$, $\delta > 0$. Rozdílnost proti důkazu v odstavci 2 záleží pak v tom, že splnění (19), resp. (21) požadujeme jen v nějakém okolí Θ ; dle (IX) platí v tomto okolí (3) i (4), a tedy i jejich důsledky.

K větě 4 a 5: Jako v důkazu lemmatu 7 zjistíme, že

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -K(x_n - \Theta)^2 + \frac{1}{3} Q c_n^2 |x_n - \Theta| \quad \text{pro } n \geq n_0,$$

resp.

$$(x_n - \Theta) M_{c_n}(x_n) \leq -(K - \eta)(x_n - \Theta)^2 \quad \text{pro } n > n_1(\eta).$$

V důkazu optimality je třeba jen triviálních změn.

K větě 6: K odhadu výrazu

$$E \left[\left| \frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right|^i \right]$$

používáme nerovnosti

$$|y_{2n} - y_{2n-1}| \leq 2C + R.$$

Předpoklad (V) není třeba výslovně uvádět: je zřejmě splněn dle (VIII). Důsledkem věty 6 je opět lemma 5.

K větě 7: Lemma 5 umožňuje omezit se při vyšetřování středních hodnot na integrační obory $|x_n - \Theta| \leq \delta_0$, $\delta_0 > 0$. V určitém okolí bodu Θ lze však zpřesnit vztah (58) takto: K libovolnému $\eta > 0$ existuje $\delta_0 > 0$ tak, že pro $|x - \Theta| + c < \delta_0$ ($c > 0$) jest $M_c(x) = -2m(x - \Theta) + \eta_x^{(5)}(x - \Theta) + \eta_x^{(6)}c$, kde $|\eta_x^{(i)}| \leq \eta$, $i = 5, 6$. Podobně lze zpřesnit ostatní vztahy, na př. (61):

$$a_n^2 E \left[\left(\frac{y_{2n} - y_{2n-1}}{c_n} \right)^2 \right] = \frac{(2\sigma_\Theta^2 + \eta_{12}) a^2 c^{-2}}{n^{2\alpha - 2\gamma}} + O\left(\frac{1}{n^{2\alpha}}\right),$$

kde $|\eta_{12}| \leq \eta$. Nerovnost $4ma > 1 - 2\gamma$ je splněna, neboť $a > \frac{1}{2K}$ dle (12a),

a $m \geq K_0 \geq \frac{1}{2}K$ dle definice K . Předpoklad (VI) je ve znění věty podstatný.

Poznámka. V době, kdy byl tento článek v tisku, vyšla práce: C. DERMAN, An application of Chung's lemma to the Kiefer-Wolfowitz stochastic approximation procedure, *Annals Math. Stat.* 27 (1956), s. 532—536. Výsledky této práce jsou zformulovány ve dvě věty, jež jsou podobné — co do předpokladů i co do tvrzení — větě 5 a větě 7, případ 3°, našeho článku.

LITERATURA

Zkratka: AMS — Annals of Mathematical Statistics.

- [1] H. Robbins, S. Monro: A stochastic approximation method, *AMS* 22 (1951), 400—407.

- [2] *J. Wolfowitz*: On the stochastic approximation method of Robbins and Monro, AMS 23 (1952), 457—461.
- [3] *J. R. Blum*: Approximation methods which converge with probability one, AMS 25 (1954), 382—386.
- [4] *G. Kallianpur*: A note on the Robbins-Monro stochastic approximation method, AMS 25 (1954), 386—388.
- [5] *L. Schmetterer*: Bemerkungen zum Verfahren der stochastischen Iteration, Österreichisches Ingenieur-Archiv VII (1953), 111—117.
- [6] *L. Schmetterer*: Zum Sequentialverfahren von Robbins und Monro, Monatshefte für Mathematik 58 (1954), 33—37.
- [7] *K. L. Chung*: On a stochastic approximation method, AMS 25 (1954), 463—483.
- [8] *J. R. Blum*: Multidimensional stochastic approximation methods, AMS 25 (1954), 737—744.
- [9] *J. Kiefer, J. Wolfowitz*: Stochastic estimation of the maximum of a regression function, AMS 23 (1952), 462—466.
- [10] *M. G. Kendall*: The Advanced Theory of Statistics, vol. I., Griffin, London 1943.

Резюме

ОБ АППРОКСИМАЦИОННОМ МЕТОДЕ КИФЕРА-ВОЛЬФОВИЦА

ВАЦЛАВ ДУПАЧ (Václav Dupač), Прага.

(Поступило в редакцию 20/I 1956 г.)

В статье устанавливаются асимптотические свойства аппроксимационного метода Кифера-Вольфовица [9] для отыскания значения $x = \theta$, в котором функция регрессии $M(x) = \int_{-\infty}^{\infty} y dH(y|x)$ достигает своего максимума. Условия этого метода видоизменены таким образом, что можно воспользоваться аналитическими средствами, приведенными в работе Чжуна [7]. Различаются два варианта. В варианте, рассматриваемом в § 3-ем, приняты все предположения из [9] и некоторые усилены: вместо (2.8) — из [9] — предполагается выполнение неравенства

$$K_0|x - \theta| \leq |M'(x)| \leq K_1|x - \theta|, \quad K_0 > 0, \quad K_1 > 0$$

в некоторой окрестности θ ; вместо (2.2) предполагается знание ограниченного, содержащего θ промежутка (A, B) вместе с нижними оценками значений $M(A)$, $M(B)$ и выполнение условия $\int_{M(x)-c}^{M(x)+c} dH(y|x) = 1$ для всех $x \in \langle A, B \rangle$. Постоянные a_n, c_n предполагаются в виде $a_n = \frac{a}{n^\alpha}$, $c_n = \frac{c}{n^\gamma}$, и доказывается, что подбор $\alpha = 1$, $\gamma = \frac{1}{2}$ (где $c > 0$ и a больше некоторой постоянной) является наилучшим, обеспечивая, что $E[(x_n - \theta)^2] = O(n^{-\frac{1}{2}})$;

всякий другой подбор α, γ может вести к менее выгодному результату. Если дополнительно предположить существование ограниченной $M'''(x)$ в некоторой окрестности θ , то лучшим является подбор $\alpha = 1, \gamma = \frac{1}{6}$, дающий $E[(x_n - \theta)^2] = O(n^{-\frac{2}{3}})$; если в некоторой окрестности θ функция $M(x)$ — аналитическая и симметричная относительно θ , то $E[(x_n - \theta)^2] = O(n^{-(1-\varepsilon)})$ для $\alpha = 1, \gamma = \frac{1}{2}\varepsilon$ и для произвольного $\varepsilon > 0$. При дополнительном условии, что $\sigma^2(x) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x)$ непрерывна и положительна в некоторой окрестности θ , и при ограничении значений α, γ доказано, что случайные величины $n^{\frac{1}{2}(\alpha-2\gamma)}(x_n - \theta)$ асимптотически нормальны.

В варианте, рассматриваемом в § 2-ом, на функции распределения $H(y|x)$ наложены только два условия, а именно (2.2) и выполнение неравенства $K_0|x - \theta| \leq |M'(x)| \leq K_1|x - \theta|$ для всех $x \in (-\infty, +\infty)$. С небольшими изменениями в дополнительных предположениях справедливы и в этом случае все выше упомянутые теоремы.

§ 1-ый является реферирующим.

Примечание. В статье С. DERMAN, An application of Chung's lemma to the Kiefer-Wolfowitz stochastic approximation procedure, *Annals Math. Stat.* 27 (1956), 532—536 доказаны две теоремы, похожие на теоремы 5 и 7 (случай 3°) нашей статьи.

Summary

ON THE KIEFER-WOLFOWITZ APPROXIMATION METHOD

VÁCLAV DUPAČ, Praha.

(Received January 20, 1956.)

Asymptotic properties are established for the KIEFER-WOLFOWITZ [9] procedure of finding the value $x = \theta$, for which the regression function $M(x) = \int_{-\infty}^{\infty} y dH(y|x)$ achieves its maximum. The original assumptions are modified in such a way that it is possible to use the mathematical tools due to CHUNG [7]. Two different cases are treated. In the case considered in Sec. 3, all assumptions from [9] are accepted, some of them being strengthened: instead of (2.8) — from [9] — it is supposed that the inequality

$$K_0|x - \theta| \leq |M'(x)| \leq K_1|x - \theta|, \quad K_0 > 0, \quad K_1 > 0$$

holds in some neighbourhood of Θ ; instead of (2.2) it is assumed, that a finite interval (A, B) , containing Θ , is known, together with some lower estimates of $M(A)$, $M(B)$, and that $\int_{M(x)-C}^{M(x)+C} dH(y|x) = 1$ holds for all $x \in \langle A, B \rangle$ (C being a constant).

The sequences $\{a_n\}, \{c_n\}$, occurring in the approximation scheme, are supposed to be of the type $a_n = \frac{a}{n^\alpha}, c_n = \frac{c}{n^\gamma}$; then the choice $\alpha = 1, \gamma = \frac{1}{2}$ (c being positive and a greater than a specific constant) is proved to be optimal. This choice ensures that $E[(x_n - \Theta)^2] = O(n^{-\frac{1}{2}})$ — every other choice can actually lead to a worse result. If in addition the existence of bounded $M'''(x)$ is supposed in some neighbourhood of Θ , then the best choice is $\alpha = 1, \gamma = \frac{1}{6}$, giving $E[x_n - \Theta]^2 = O(n^{-\frac{2}{3}})$; if in some neighbourhood of Θ the function $M(x)$ is analytical and symmetrical about Θ , then for an arbitrary $\varepsilon > 0$ we can reach that $E[(x_n - \Theta)^2] = O(n^{-(1-\varepsilon)})$ by a suitable choice of α, γ . Under the additional hypothesis that $\sigma^2(x) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - M(x))^2 dH(y|x)$ is continuous and positive in a neighbourhood of Θ and with a restriction on the range of α, γ , the asymptotic normality of the random variables $n^{\frac{1}{2}(\alpha-2\gamma)}(x_n - \Theta)$ is proved.

In the case considered in Sec. 2, only two conditions are set upon the distribution functions $H(y|x)$, namely, the (2.2) and the inequality $K_0|x - \Theta| \leq \leq |M'(x)| \leq K_1|x - \Theta|$, holding for all $x \in (-\infty, +\infty)$. With some changes in additional conditions, all the theorems mentioned in the above case hold.

The Sec. 1 is an expository one.

Added in proof. C. DERMAN, An application of Chung's lemma to the Kiefer-Wolfowitz stochastic approximation procedure, AMS 27 (1956), pp. 532—536, has proved two theorems, which are similar to our Theorem 5 and Theorem 7 (case 3°).