E-ISBN 978-9975-75-901-4

ASUPRA UNOR TEHNICI DE RANDOMIZARE A RĂSPUNSURILOR

[1]Dr., conf. univ., Andrei POȘTARU
[2]Dr., conf. univ., Nicolai PRODAN

[1, 2]Universitatea de Stat din Moldova,
Republica Moldova, Chișinău, str. A. Mateevici
tel. (+373) 22 577 401, www.usm.md

Abstract

Techniques to organize surveys designed to improve the quality of information collected

Key words: *surveys, sensitive question, anonymity in survey, randomized answer, related question, forced answer*

JEL CLASSIFICATION: C-61

Introducere

Se ştie că rezultatele sondajelor sociologice de multe ori nu reflectă adecvat realitatea într-o problemă sau alta. Cauzele rezidă în modul de organizare a lor, dar mai ales în nedorinţa oamenilor de a răspunde sincer la întrebări, dacă acestea au un caracter intim, sau dacă ţin de anumite vicii, sau, mai ales, dacă se referă la încălcarea unor legi.În articolul dat noi ne vom opri asupra unor tehnici de organizare a sondajelor, care au menirea să sporească calitatea informaţiei colectate.

1. Tehnica clasică a răspunsurilor randomizate

Tehnica clasică a răspunsurilor randomizate, care mai este numită şi tehnica „întrebării legate” (Related Question Tehnique), a fost propusă de către Stenley Warner în 1965[1]. Ea are la bază principiul “întâmplării dirijate “ şi din punct de vedere tehnic este simplă.

Presupunem că fiecare persoană dintr-o populaţie (statistică) aparţine grupului A sau grupului B. De regulă, A este un grup de persoane, afectate de o caracteristică negativă (de exemplu sunt consumatori de droguri etc.). Se pune problema estimării proporţiei persoanelor care aparţin grupului A. Pentru aceasta din populaţia dată se extrage o selecţie de *n* personae (respondenţi) (în general, conform schemei cu întoarcere). Fiecare respondent primeşte o fişă cu două afirmaţii:

1. ”Eu aparţín grupului A” şi 2.”Eu nu aparţin grupului A “ (sau „Eu aparţin grupului B”).

Cu ajutorul unui dispozitiv de randomizare („randomizator”), de exemplu, cu ajutorul unui zar, sau a unei rulete etc., respondentul alege din cele două afirmaţii una: prima afirmaţie este aleasă cu probabilitatea *p*, iar a doua cu probabilitatea 1-*p*. De exemplu, respondentul aruncă zarul de două ori şi dacă cade suma de 7 puncte, atunci alege afirmaţia 1. Afirmaţia fiind aleasă, respondentul îşi exprimă acordul sau dezacordul cu ea prin „da” sau „nu”. Intervieverul, la rândul său, înregistrează răspunsul, fără a cunoaşte la care dintre afirmaţii se referă respondentul.Cunoscând numărul total de răspunsuri “da” ale respondenţílor poate fi determinate proporţia π_A a persoanelor ce aparţin grupului A. Într-adevăr, să introducem evenimentele aleatoare:

C={un respondent ales la întâmplare reacţionează la afirmaţia aleasă cu “da”};
H_i ={un respondent ales la întâmplare alege afirmaţia i}, i=1,2.

Conform formulei probabilităţii totale

$$P(C) = P(H_1)P(C|H_1) + P(H_2)P(C|H_2) \text{ sau } P(C) = p\pi_A + (1-p)\pi_B,$$

unde π_A şi π_B sunt proporţiile persoanelor ce aparţin grupelor A şi B, respectiv. Dacă notăm prin θ proporţia respondenţilor care răspund “da”, atunci

E-ISBN 978-9975-75-901-4

$$\theta = p\pi_A + (1-p)\pi_B \ . \qquad (1)$$

Prin urmare,

$$\pi_A = \frac{\theta-(1-p)\pi_B}{p} \ . \qquad (2)$$

Deoareca $B = A^C$, $\pi_A = \frac{\theta-(1-p)(1-\pi_A)}{p}$,

deci

$$\pi_A = \frac{\theta-(1-p)}{2p-1} \text{ , p}\neq 0{,}5. \qquad (3)$$

Relaţia (3) sugerează pentru π_A următorul estimator:

$$\hat{\pi}_A = \frac{\frac{S_n}{n}-(1-p)}{2p-1} \ , p \neq 0{,}5 \ , \qquad (4)$$

unde S_n este numărul total de răspunsuri „da”.

Să calculăm dispersia acestui estimator (care este o caracteristică bună a „calităţii”lui). Se ştie că $S_n$urmează legea binomială de repartiţie cu parametrii (n,θ). Deci

$$D(\hat{\pi}_A) = D\left(\frac{\frac{S_n}{n}}{2p-1}\right) = D\left(\frac{S_n}{n(2p-1)}\right) = \frac{n\theta(1-\theta)}{n^2(2p-1)^2} = \frac{\theta(1-\theta)}{n(2p-1)^2}$$

Înlocuind aici θ prin expresia $\theta = p\pi_A + (1-p)(1-\pi)$, care rezultă din (3),

obţinem

$$\frac{\theta(1-\theta)}{n(2p-1)^2} = \frac{[p\pi_A+(1-p)(1-\pi_A)][p+\pi_A(1-2p)]}{n(2p-1)^2} = \quad - \frac{\pi_A^2(2p-1)^2+\pi_A p(2p-1)+p(1-p)-\pi_A(2p-1)(1-p)}{n(2p-1)^2} =$$

$$= \frac{\pi_A(2p-1)(p-1+p)-\pi_A^2(2p-1)^2+p(1-p)}{n(2p-1)^2} = \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{p(1-p)}{n(2p-1)^2}.$$

Astfel, $$\mathrm{D}(\hat{\pi}_A) = \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{Dn} + \frac{p(1-p)}{n(2p-1)^2}. \qquad (5)$$

În cazul interviului “direct”, când întrebarea se pune direct, este evident că

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n}.$$

Observăm că aici lipseşte al doilea termen din (5), care poate fi interpretat ca penalitate (sau plată), cauzată de intervierea indirectă. Este evident, că penalitatea este cu atât mai neimportantă, cu cât *p* erste mai aproape de 0 sau 1.

Probabilitatea π_A poate fi estimată şi cu ajutorul unui interval de încredere. În [2] noi deducem un interval de încredere pentru probabilitatea θ şi, ţinând cont de legătura dintre θ şi π_A, pentru π_A construim intervalul

$$\frac{1}{2p-1}\left[\frac{S_n}{n} - (1-p) + u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\frac{S_n}{n}(1-\frac{S_n}{n})}{n}}\right] < \pi_A < \frac{1}{2p-1}\left[\frac{S_n}{n} - (1-p) - u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\frac{S_n}{n}(1-\frac{S_n}{n})}{n}}\right]$$

E-ISBN 978-9975-75-901-4

pentru $p<1/2$; dacă $p>1/2$, atunci intervalul este

$$\frac{1}{2p-1}\left[\frac{S_n}{n}-(1-p)-u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\frac{S_n}{n}\left(1-\frac{S_n}{n}\right)}{n}}\right]<\pi_A<\frac{1}{2p-1}\left[\frac{S_n}{n}-(1-p)+u_{1-\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\frac{S_n}{n}(1-\frac{S_n}{n}}{n}}\right]$$

Tot în [2] se propun și alte procedee pentru calculul valorii aproximative a lui π_A, când se cunoaște numărul total de “da”. Se aduc rezultatele unor aplicații.

Metoda lui Warner are două neajunsuri. În primul rând, crește dispersia estimatorului, deoarece pe lângă dispersia proporției de selecție $D(\frac{S_n}{n})$, se adaugă un termen, legat de procedura de randomizare. În al doilea rând, prezența a două afirmații va conduce la creșterea erorii măsurătorii.

2. Tehnica întrebării libere (Unrelated Question Technique)

Această tehnică [3, 4] propune ca în calitate de afirmație/întrebare alternativă să fie folosită o afirmație /întrebare, ce nu are legătură cu cea “delicată”. De exemplu: 1.”Eu consum droguri;” 2.”Eu sunt abonat la ziare”.

Metoda propusă sporește sinceritatea răspunsurilor, comparativ cu “metoda răspunsului legat” și totodată permite să fie diminuată dispersia erorii suplimentare a selecției.Există două variante ale metodei: cu proporție necunoscută și cu proporție cunoscută a întrebării neutre.Pentru determinarea estimatorului probabilității (proporției) π_A selecția se împarte în două subselecții și ambele sunt examinate conform tehnicii întrebării libere în raport cu aceeași afirmație neutră, dar randomizarea are probabilități diferite, p_1 și p_2. Ca rezultat pentru proporțiile de “da”obțiem doi estimatori:

$$\hat{\theta}_1 = p_1\pi_A + (1-p_1)\pi_B\,, \qquad (1)$$
$$\hat{\theta}_2 = p_2\pi_A + (1-p_2)\pi_B\,. \qquad (2)$$

Înmulțind (1) și (2) cu (1-p_2) și (1-p_1) , respectiv, și scăzindu-le, pentru π_A obținem estimatorul

$$\hat{\pi}_A = \frac{\hat{\theta}_1(1-p_2)-\hat{\theta}_2(1-p_1)}{p_1-p_2}, \qquad p_1 \neq p_2.$$

Dispersia estimatorului proporției π_A poate fi determinată cu ușurință:

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{1}{(p_1-p_2)^2}\left(\frac{\hat{\theta}_1(1-\hat{\theta}_1)(1-p_2)^2}{n_1}+\frac{\hat{\theta}_2(1-\hat{\theta}_2)(1-p_1)^2}{n_2}\right).$$

Observăm că în cazul dat nu este necesar să cunoaștem proporția π_B.

Atunci când se cunoaște proporția π_B a afirmației neutre, formulele de mai sus pot fi simplificate: cum $\theta = p\pi_A \widehat{+ (1-p)}\pi_B$, deducem:

$$\hat{\pi}_A = \frac{\hat{\theta}-(1-p)\pi_B}{p}\,, \quad D(\hat{\pi}_A) = \frac{\hat{\theta}(1-\hat{\theta})}{np^2}.$$

În acest caz modelul poate fi aplicat dacă cunoaștem proporția π_B sau dacă aceasta poate fi calculată statistic. Pentru întrebări neutre cu proporție cunoscută a răspunsului poate servi, de

E-ISBN 978-9975-75-901-4

exemplu, luna de naştere: ”Eu m-am născut în luna iunie”, $\pi_B = \frac{30}{365}$; sau felul de a fi stângaci: ”Eu sunt stângaci”, π_B=0,12. Dificultatea în acest caz constă în faptul că repartiţia răspunsurilor în populaţia statistică poate fi diferită de cea din selecţia X_n. Mai mult, să găsim întrebări cu repartiţii (proporţii) cunoscute, este o problemă dificilă.

3. Tehnica răspunsului forţat (Forced Response Technique)

Această tehnică constă în aceea că în loc de întrebarea neutră respondentul este “condus” în mod“forţat” spre formularea unui răspuns “în direcţia” întrebării delicate. De exemplu, pot fi propuse următoarele două afirmaţii: 1.”Eu consum droguri”; 2.”Spuneţi (răspundeţi) „da”.

Se ia, de exemplu, *p=1/2*: se aruncă moneda simetrică şi dacă cade stema, atunci se răspunde la prima afirmaţie, dacă cade banul, atunci se răspunde “da”. Astfel, atunci când cade banul respondentul trebuie să răspundă “da”(adică în direcţia răspunsului delicat), indiferent,consumă sau nu consumă el droguri; dacă însă cade stema, atunci el trebuie să răspundă sincer (“da” sau „nu”).

Este de aşteptat că o jumătate dintre respondenţi vor răspunde la a doua afirmaţie, adică cu “da”, deoarece în jumătate de cazuri va cădea “banul”, cealaltă jumătate vor răspunde sincer la prima afirmaţie. Prin urmare, dacă, de exemplu, în total 60% de respondenţi vor răspunde afirmativ, adică cu “da”, atunci, având în vedere că 50% au răspuns afirmativ din cauza că moneda a căzut cu banul, vom putea trage concluzia: 10% este proporţia celor din selecţie care consumă droguri (am ţinut cont de subselecţia, determinată de faţa cu “banul”). Această tehnică (a răspunsului forţat) permite cercetătorului să estimeze amploarea caracteristicii A, de care este interesat, fiind scutit de căutarea unei întrebări neutre. Mai mult, cu ajutorul acestei tehnici pentru estimatorul proporţiei π_A putem obţine o dispersie care este doar de două ori mai mare decât dispersia de selecţie din cazul intrebării directe. Este evident, că în cazul acestei tehnici, pentru proporţia răspunsurilor “da” putem aplica formula

$$\theta = p\pi_A + (1-p)\pi_B \text{ cu } \pi_B = 1:\ \theta = p\pi_A + 1 - p,$$

de unde $\pi_A = \frac{\theta-(1-p)}{p}$. Prin urmare, $\hat{\pi}_A = \frac{\frac{S_n}{n}-(1-p)}{p}$ este un estimator de verosimilitate maxima nedeplasat pentru probabilitatea π_A. Dispersia lui este: $D(\hat{\pi}_A) = \frac{\theta(1-\theta)}{np^2}$.Înlocuind aici θ prin expresia respectivă deducem cu uşurinţă:

$$\theta(1-\theta) = (p\pi_A + 1 - p)(p - \pi_A) = p^2\pi_A(1-\pi_A) + p(1-p)(1-\pi_A).$$

Deci dispersia estimatorului $\hat{\pi}_A$ poate fi scrisă astfel:

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{(1-p)(1-\pi_A)}{np}.$$

4. Tehnica lui Mangat

În lucrarea [5] fiecare intervievat din selecţia de volum n foloseşte două randomizatoare. Randomizatorul R_1 îi permite respondentului să obţină două afirmaţii: 1.”Eu aparţin grupului A” (cu probabilitatea T) şi 2.”Utilizaţi randomizatorul R_2”(cu probabilitatea 1-T). Randomizatorul R_2 este analog cu randomizatorul lui Warner: el îi prezintă respondentului două afirmaţii: 1.”Eu aparţin grupului A”(cu probabilitatea p) şi 2.”Eu nu aparţin grupului A”(cu probabilitatea (1-p)).
Constatăm cu uşurinţă, că pentru probabilitatea θ_1 a răspunsului “da”avem formula

$$\theta_1 = T\pi_A + (1-T)[p\pi_A + (1-p)(1-\pi_A)]. \quad (4)$$

E-ISBN 978-9975-75-901-4

De aici

$$\pi_A = \frac{\theta_1-(1-T)(1-p)}{2p-1+2T(1-p)}.$$

Prin urmare, în acest caz pentru probabilitatea π_A estimatorul de verosimilitate maximă este

$$\hat{\pi}_A = \frac{\frac{S_n}{n}-(1-T)(1-p)}{2p-1+2T(1-p)},$$

unde S_n este numărul răspunsurilor “da”. Evident,

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{D(\frac{S_n}{n})}{[2p-1+T(1-p)]^2} = \frac{\theta_1(1-\theta_2)}{n[2p-1+T(1-p)]^2}.$$

Înlocuind aici θ_1 din (4) deducem

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{\pi_A(1-\pi_A)}{n} + \frac{(1-T)(1-p)[1-(1-T)(1-p)]}{[2p-1+2T(1-p)]^2}.$$

5. Tehnica întrebărilor încrucişate

În situaţia când proporţia întrebării neutre nu se cunoaşte Moors a propus [6] ca selecţia X să fie împărţită în două subselecţii X_{n_1} şi X_{n_2} $(n_1 + n_2 = n)$; X_{n_1} se va examina conform tehnicii întrebării libere, iar X_{n_2} va fi folosită pentru estimarea proporţiei π_B (a întrebării neutre), conform tehnicii întrebării directe. Este de aşteptat ca această tehnică să conducă la diminuarea dispersiei estimatorului proprţiei π_A. Examinând X_{n_1} şi X_{n_2} obţinem relaţiile

$$\theta_1 = p_1\pi_A + (1-p_1)\pi_B, \qquad \theta_2 = \pi_B$$

şi, respectiv, estimatorii de verosimilitate maximă

$$\hat{\pi}_A = \frac{\hat{\theta}_1-(1-p_1)\hat{\pi}_B}{p_1},\ \hat{\pi}_B = \hat{\theta}_2.$$

Cum $\hat{\theta}_1 = \frac{S_{n_1}}{n_2}$ şi $\hat{\theta}_2 = \frac{S_{n_2}}{n_2}$ (S_{n_i} este numărul de “da” în selecţia X_{n_i}), pentru estimatorul proporţieiπ_A avem:

$$\mathrm{D}(\pi_A) = \frac{\frac{\theta_1(1-\theta_1)}{n_1}+\frac{(1-p_1)^2(1-\pi_B)\pi_B}{n_2}}{p_1^2}.$$

Abordarea lui Moors şi-a găsit dezvoltare în 1973 [7], când a fost propusă o tehnică cu două alternative neutre a_1 şi a_2: selecţia X_n se împarte în două subselecţii, X_{n_1}și X_{n_2}; X_{n_1} este examinată conform tehnicii întrebării libere, adică se examinează întrebarea delicată cu una dintre alternativele neutre, de exemplu, cu a_1, dar prin întrebare directă se examinează şi alternativa a_2 pentru a afla proporţia ei în X_{n_1}; în X_{n_2}, conform tehnicii întrebării libere, este examinată întrebarea delicată cu alternativa neutră a_2 şi , totodată, prin întrebare directă este examinată alternativa neutră a_1 pentru a afla proporţia ei în X_{n_2}. Această tehnică poate fi descrisă de relaţiile:

$$\theta_1 = p\pi_A + (1-p)\pi_{B_2}, \qquad \theta_2 = p\pi_A + (1-p)\pi_{B_1}.$$

E-ISBN 978-9975-75-901-4

De aici deducem estimatorii

$$\hat{\pi}_A^{(1)} = \frac{\hat{\theta}_1 - (1-p)\hat{\pi}_{B_2}}{p},\ \hat{\pi}_A^{(2)} = \frac{\hat{\theta}_2 - (1-p)\hat{\pi}_{B_1}}{p}.$$

Aici $\hat{\theta}_1$ şi $\hat{\theta}_2$ sunt proporţiile răspunsurilor de “da” în cadrul tehnicii de randomizare pentru subselecţiile X_{n_1}şi, respectiv, X_{n_2}; $\hat{\pi}_{B_1}$ şi $\hat{\pi}_{B_2}$ sunt probabilităţile de răspunsuri afirmative la întrebarea directă în selecţia X_{n_2} şi, respectiv, la întrebarea directă în selecţiaX_{n_1}; p este probabilitatea ca respondentul să primească afirmaţia (întrebarea) delicată. Pentru dispersia de selecţie, evident, avem:

$$D\left(\hat{\pi}_A^{(1)}\right) = \frac{\dfrac{\theta_1(1-\theta_1)}{n_1} + \dfrac{(1-p)^2\pi_{B_2}(1-\pi_{B_2})}{n_2}}{p^2},$$

$$D\left(\hat{\pi}_A^{(2)}\right) = \frac{\frac{\theta_2(1-\theta_2)}{n_2} + \frac{(1-p)^2\pi_{B_1(1-\pi_{B_1})}}{n_2}}{p^2}.$$

$\hat{\pi}_A^{(1)}$ şi $\hat{\pi}_A^{(2)}$ sunt estimatori independenţi (şi nedeplasaţi) ai parametrului π_A; pentru π_A vom considera un estimator nou:

$$\hat{\pi}_A = w\hat{\pi}_A^{(1)} + (1-w)\hat{\pi}_A^{(2)}, \text{ unde } \quad w=\frac{D(\hat{\pi}_A^{(2)})}{D\left(\hat{\pi}_A^{(1)}\right)+D(\hat{\pi}_A^{(2)})}.$$

Deci,
$$\hat{\pi}_A = \frac{D(\hat{\pi}_A^{(2)})\hat{\pi}_A^{(1)}}{D\left(\hat{\pi}_A^{(1)}\right)+D(\hat{\pi}_A^{(2)})} + \frac{D(\hat{\pi}_A^{(1)})\hat{\pi}_A^{(2)}}{D\left(\hat{\pi}_A^{(1)}\right)+D(\hat{\pi}_A^{(2)})}.$$

Acest estimator este nedeplasat (pentru parametrul π_A) ;şi are dispersia mai mica decât fiecare dintre dispersiile estimatorilor $\hat{\pi}_A^{(1)}$ şi $\hat{\pi}_A^{(2)}$. Într-adevăr, să calculăm dispersia lui $\hat{\pi}_A$.
Pentru simplitatea scrierii vom nota: $D(\hat{\pi}^{(i)})$ prin D_i,i=1,2.

$$D(\hat{\pi}_A) = \frac{D_2^2}{(D_1+D_2)^2}D_1 + \frac{D_1^2}{(D_1+D_2)^2}D_2 = \frac{D_1D_2(D_1+D_2)}{(D_1+D_2)^2} = \frac{D_1D_2}{D_1+D_2}$$

Calculăm diferenţa

$$\frac{D_1D_2}{D_1+D_2} - D_1 = \frac{D_1D_2 - D_1^2 - D_1D_2}{D_1+D_2} = -\frac{D_1^2}{D_1+D_2} < 0.$$

De aici rezultă că $D(\hat{\pi}_A) < D(\hat{\pi}_A^{(1)})$. În mod analog constatăm că $D(\hat{\pi}_A) < D(\hat{\pi}_A^{(2)})$. Remarcă. În clasa estimatorilor lui π_A de forma $w\hat{\pi}_A^{(1)} + (1-w)\hat{\pi}_A^{(2)}$ minimul dispersiei este atins pentru $w = \frac{D_2}{D_1+D_2}$. Într-adevăr, să examenăm funcţia $f(x) = D\left(x\hat{\pi}_A^{(1)} + (1-x)\hat{\pi}_A^{(2)}\right) = x^2D_1 + (1-x)^2ED_2,\ f'(x) = 2xD_1 - 2(1-x)D_2 = 2x(D_1+D_2) - 2D_2$ Punctul $x = \frac{D_2}{D_1+D_2}$ este punctul de minimum, ceea ce trebuia de demonstrat.

În [8] se propune să luăm $w = \frac{1}{D_1+D_2}$, ceea ce nu are o argumentare raţională.

E-ISBN 978-9975-75-901-4

CONCLUZII

Au fost examinate câteva tehnici de organizare a sondajelor, menite să contribuie la creşterea veridicităţii rezultatelor. Tehnicile de randomizare evoluează, apar tehnici noi. Sperăm că în cercetările sociologice, care se efectuează în Republica Moldova, îşi vor găsi aplicaţie şi tehnicile, despre care vorbim în materialul de faţă.

BIBLIOGRAFIE

[1.] Warner S.L. Randomized response: a survey technique for eliminating evasive answer bias. În: J. Am. Statist. Assoc. 1965. Vol. 60, p. 63-69.
[2.] Poştaru A., Prodan N., Benderschi O. Studierea probabilităţii π în metoda răspunsurilor randomizate. În: Studia Universitatis, Seria Ştiinţe exacte şi Economice, nr.7 (87),
Chişinău CEP USM, 2015, p. 31-35.
[3.] Horvitz D. G., Shah B. V., Simmons W. R. The unrelated question randomised response Model. În: Proceedings of the Social Statistics Section, ASA, 1967. Vol. 326. p. 65- 72.
[4.] Greeberg B., Abul-Ela A. –L., Simmons W., Horvitz W. The unrelated question randomized response model: theoretical framework. În: J. Am. Statist. Assoc. 1969. Vol. 64, p. 525-530.
[5.] Mangat N. S., Singh R. An alternative randomized response procedure: În: Biometrica. 1990. Vol. 77, p. 439-442.
[6.] Moors J. J. A. Optimization of the unrelated question randomized response model. În: J. Am. Statist. Assoc. 1971. Vol.66, p. 627-629.
[7.] Folsom R. E., Greenberg B. G., Horvitz D. G., Abernathy J. R. În: J. Am. Statist. Assoc. 1973. Vol. 68, p. 525-530.
[8.] Калинин К. О. Исследование социально приемлемого поведения в России: Мониторинг общественного мнения 1(119). Январь – февраль. 2014.