

В търсене на решение на два основни проблема при изследване на раждаемостта

доц. д-р Тодор Калоянов

УНСС, катедра „Статистика и иконометрия“

E-mail: todornik@abv.bg

Резюме: В настоящата работа е представен обобщен преглед на различните теоретични аспекти и емпирични анализи на плодовитостта на жените с помощта на тоталния коефициент. Продължаващите и в момента търсения на изследователите по отношение на тоталния коефициент като един агрегиран измерител на плодовитостта показват, че независимо от непрекъснатото изменение на оригиналната формула на *TFR*, което е съпроводено с въвеждането на различни условия за неговото изчисляване, все още не е намерено достатъчно приемливо решение на следните задачи:

- преход от кохортни към периодни и обратно, от периодни към кохортни измерители на плодовитостта;
- измерване на количествения елемент чрез елиминиране на деформацията, обусловена от промените във времето (средната възраст) на раждане от обикновения

периоден тотален коефициент. Целта е получаването на достатъчно точна оценка на действителното равнище на плодовитостта. Според изследователите това би позволило да се направят сравнително точни предвиждания за бъдещото изменение на равнището на плодовитост;

Авторът анализира теорията на превода и идеята за ажустирания тотален коефициент и излага своето виждане по засегнатите проблеми.

Ключови думи: раждаемост, тотален коефициент на плодовитост, надлъжен и напречен анализ на демографските събития, темпо и количествен ефект.

JEL: J10, J11, J13.

Въведение

Основният проблем, с който се сблъскват демографите при изследване на раждаемостта, е, че разполагат с информация по периоди, поз-

Воляваща напречен анализ. Като правило обаче е нужно да се достигне до заключения за настоящото и бъдещо репродуктивно поведение на кохортите жени, намиращи се във фертилна възраст, както и на тези, на които предстои да влязат в нея, т.е. необходим е надлъжен анализ. Търсенето на решение на проблема с наличната информация и възможностите, които тя предоставя за анализ, и потребностите както на изследователите, така и на вземащите управленски решения, намира израз в дългогодишни дебати. Една от причините за съществуващия проблем е в твърде широкото използване на тоталния коефициент за плодовитост (*Total Fertility Rate-TFR*), от който изследователите изискват твърде много¹. Почти няма изследване на раждаемостта, в което тоталният коефициент да не е основният измерител и въз основа на него да не се правят съответни заключения, въпреки наличието и на други подходящи измерители, които би могло да се използват. Една от причините за честото му използване вероятно е, че той се възприема като среден брой на децата, които една жена би родила средно, ако раждаше съгласно повъзрастовите коефициенти, в течение на една година. Това е една хипотетична мярка, тъй като тя не се изчислява за реално съществуваща кохорта. Освен това той се изчислява и при допускането, че липсва смъртност.

Важно положително качество на тоталния коефициент е, че е стандартизиран по възраст, т.е. съдържа еднакъв брой жени на всяка възраст и показва средния брой деца в „завършеното“, „пълното“ семейство – Сугарев (1975; 221), Preston,

Neuveline и Guillot (2001; 95). Точно тази негова особеност, че показва средния брой деца в „завършеното“ семейство, го прави твърде удобен за изследователите и използван при проектиране развитието на раждаемостта. Освен това той измерва раждаемостта в момента, т.е. дава оценка на равнището и тенденцията на развитие, които са актуални в момента, макар и с определена условност.

В сравнение с него надлъжният тотален коефициент на плодовитост (сума от надлъжните повъзрастови коефициенти на плодовитост, отнасяща се за всички рогилни възрасти), представляващ средния брой деца, които една жена от кохортата би родила през целия си живот, ако нямаше смъртност през рогилния период, е истинска мярка на репродуктивното поведение на жените, но той представя един минал опит и представлява исторически интерес. Това всъщност е и основният недостатък на кохортния метод – твърде късно се разполага с необходимата информация. Тази е причината да се търсят начини за използването на напречни, периодни измерители, за предвиждане бъдещото развитие на раждаемостта. Както бе посочено, вниманието на изследователите е насочено преди всичко към тоталния коефициент на плодовитост. В редица случаи не се вземат предвид особеностите на тоталния коефициент за плодовитост и се правят недостатъчно обосновани предвиждания за бъдещото развитие на раждаемостта.

Основните критики към него, формулирани от Ni Bhrolchain (1992), се свеждат до следното: проблемът, възникващ от

¹ За по-голяма яснота в изложението за периодния (напречен) тотален коефициент на плодовитост ще се използват символите, възприети в западната литература – TFR (*Total Fertility Rate*). За надлъжния, кохортен тотален коефициент ще използва съответно съкращението – CCR (*Completed Cohort Rate*).

промяната във времето на раждане; връзката между периодните и кохортните измерители; същността и валидността на периодните измерители интерпретирани като „хипотетични“ кохортни; степента, в която измерителите на раждаемостта трябва да включват контрол не само на възрастта, но и променливи като паритет, продължителност на брака, или други демографски променливи. Тези въпроси са поставени и по-рано от Hajnal (1947), според който традиционните методи за анализ на тенденцията на раждаемостта, основаващи се на годишни данни, са с вродени дефекти и трябва да бъдат изоставени. Според него създаването на възможност за контрол и планиране на раждаемостта се отразява върху познавателните възможности на съответните измерители. „При тези условия промяната в коефициента на раждаемост за дадена година вече не може да се използва като индикатор за броя на децата, които хората ще родят през целия си репродуктивен живот“ (1947; 143).

Негативното влияние на промяната във времето на раждане (възрастта на раждане) върху възможностите на тоталния коефициент е изследвано от Whelpton (1945, 1954). В поредица от публикации Ryder (1956, 1960, 1964, 1980, 1983) също анализира и показва как промяната във времето на раждане на дете в кохорти от жени в САЩ се отразява върху годишните периодни измерители, в т.ч. и върху тоталния коефициент на плодovitост. Както Ryder посочва, „разликата между двата (периодните и кохортните измерители) е функция от промените в разпределението на времето на раждане на деца на последователни кохорти“ (1960; 117). Именно тази разлика, обусловена от промените във възрастта при раждане на дете, се явява пречка за прякото използване на

периодните измерители за целите на прогнозиране на поведението на кохортите жени, по-конкретно на тяхната пълна, завършена плодovitост. Оказва се, че дори завършената кохортна плодovitост да е неизменна, постоянна, равнището на периодната плодovitост, измервана с тоталния коефициент за плодovitост, може да се променя. Това се дължи на влиянието на различни причини – социално-икономически, културни, които могат да доведат както до намаляване на средната възраст при раждане на дете (общо за всички родени и поотделно за всеки ранг – първи, втори, трети и т.н.), така и до нейното повишаване. В резултат от подобни промени във възрастта се променя и равнището на периодната плодovitост – когато ражданията се ускоряват, т.е. ражданията стават на относително по-ниска възраст, периодните измерители показват по-високо равнище на плодovitост, отколкото е в действителност. Обратно, когато ражданията се забавят, отлагат във времето, периодните измерители показват по-ниска плодovitост от реалната, или плодovitостта се подценява.

В условията на депресия кохортите отлагат раждането на дете, възможно е и да се намали крайният резултат – общият брой на родените деца от жените на дадена кохорта. Вследствие на тази промяна нарастват и средната възраст и степента на разсейване на разпределението на повъзрастовите коефициенти на плодovitост. Подобно явление се наблюдава в САЩ през тридесетте години на двадесети век. Когато страната се намира в подем се раждат повече деца, на по-ниска възраст, вследствие от което деформиращият фактор има положителен ефект и периодните показатели надценяват равнището на плодovitост. За САЩ това е характерно през петдесетте години на миналия век.

В търсене на начин за отстраняване на деформиращия фактор, наричан *темпо ефект* (*tempo effect*), Whelpton (1945, 1954) разлага тоталния коефициент за плодовитост на неговите компоненти по поредност на ражданията, без да постигне сериозен успех. Той разработва също таблици за плодовитост на основата на повъзрастови специфични коефициенти на плодовитост по рангове с цел изчисляване на тоталния коефициент. С този проблем се занимава и Lois Henry във Франция. Той използва различни процедури за съставяне на таблици за плодовитост с помощта на специфични коефициенти на плодовитост по рангове и продължителност на времето между две последователни раждания (1980). Както отбелязват Bongaarts и Feeney, „изчисляването на показатели за плодовитост чрез стандартизация по паритет (рангове) не е насочено директно към деформиращия ефект от промените във времето на раждане. Този ефект се отразява както на коефициентите в таблиците, така и на повъзрастовите коефициенти на плодовитост и на тоталния коефициент“ (1998; 273).

Във връзка с темпо ефекта се въвежда и количествен елемент (*quantum effect*), определян като тотален коефициент за плодовитост, който би се наблюдавал, ако липсваха промени във времето на раждане през периода, за който се изчислява коефициента.

Според някои автори тоталният коефициент се състои от два елемента – количествен (*quantum*) и времеви, темпо (*tempo*). Наличието на темпо ефекта се явява проблем при прехода от кохортни към периодни измерители и обратно. Проблем се оказва и точната оценка на количествения елемент в тоталния коефициент, тъй като независимо от усиле-

ните търсения липсва все още общоприет метод за оценка и отстраняване на темпо ефекта.

Наличието на деформиращ фактор затруднява използването на периодните измерители за оценка на кохортната плодовитост. В същото време последната не може да бъде изследвана без да се има предвид и напречният анализ Keilman (2000; 2).

Теория на демографския преход

В своята работа Ryder (1960) представя едно решение за преход от кохортни към периодни и обратно, от периодни към кохортни измерители на плодовитостта. Според автора познаването на разпределението на кохортната плодовитост във времето ще позволи кохортните коефициенти да се преведат (*translate*) в периодна форма, докато познаването на повъзрастовото периодно разпределение на плодовитостта ще даде възможност тези коефициенти да бъдат преведени в кохортна форма. Методологията, която Ryder предлага, е известна като *теория на демографския преход* (*theory of demographic translation*). Ryder пише, че „ако всички кохорти имат еднакви разпределения на повъзрастовите коефициенти, периодният коефициент за пълна плодовитост просто би бил особен вид подвижна средна от кохортните коефициенти на плодовитост, тъй като теглата биха се допълвали до единица. На практика обаче, повъзрастовите разпределения се променят от кохорта на кохорта и тези промени трябва да се отразят в модификацията на теглата нагоре или надолу. Следователно пълният коефициент на плодовитост за следващия период ще покаже това условие“ (1960; 120).

На основата на прост модел, представящ периодния измерител като функция от параметрите на кохортната плодovitост, Ryder извежда следната формула за деформиращия разпределението времеви ефект (*tempo effect*):

$$s = S(1 - M' + V'R), \quad (1)$$

където:

S е сумата от повъзрастовите кохортни коефициенти, т.е. надлъжният тотален коефициент за плодovitост;

M – средна възраст;

V – вариацията на повъзрастовите кохортни коефициенти;

M' и V' – първите производни на M и V ;

R – първата производна на S , разделена на S ;

s – коефициентът за завършена плодovitост за периода, който кореспондира с годината, в която съответната кохорта е на средна възраст M .

По мнението на Ryder горната формула е полезна за показване в проста ситуация на природата на деформацията на разпределението, присъстваща в периодните измерители на плодovitостта (1960; 121).

Условията, при които моделът дава добри резултати, са твърде ограничени:

- линейно изменение на общия кохортен коефициент;
- липса на вариация, на промени в разпределенията, т.е. неизменен размер на разсейването в разпределенията на повъзрастовите коефициенти.

На практика условията за приложение на теорията на превода трудно могат да бъдат изпълнени.

В друга статия (1964) Ryder представя измерителите на плодovitостта за кохортата жени, раждащи през времето t по следния начин:

$$TFR_c(t) = \int f(a, t + a) da$$

и

$$\mu_c(t) = \int af(a, t + a) da / TFR_c(t), \quad (2)$$

където:

$TFR_c(t)$ е средният брой деца, родени от една жена от съответната кохорта, измерващ количествения ефект на плодovitостта (*quantum*);

$\mu_c(t)$ – средната възраст при раждане на дете, възприемана като мярка на времевия ефект (*tempo*) на плодovitостта;

$f(a, t)$ – повъзрастовия коефициент за плодovitост, изчислен по данни за отчетния период t и възраст a .

Тези два измерителя показват дали жените имат повече, или по-малко деца (първият), съответно дали те раждат по-рано, или по-късно, т.е. дали има ускоряване, или отлагане на ражданията (вторият). Същите измерители се изчисляват и на основата на данни за периоди и се отнасят за хипотетична кохорта. Техният вид е следния:

$$TFR_p(t) = \int f(a, t) da$$

и

$$\mu_p(t) = \int af(a, t) da / TFR_p(t), \quad (4)$$

където величината $TFR_p(t)$ показва съответно средния брой деца, които биха родили жените от хипотетичната кохорта на средна възраст $\mu_p(t)$.

Задачата на Ryder (1964) е да гостигне до формалния израз на изкривеното представяне на поведението на кохортите, кога-

то се променя равнището на плодовитост чрез периодните характеристики. Той допуска, че повъзрастовите коефициенти $f(a,t)$ могат да се разложат в ред на Тейлор отделно за всяка възраст. Ако кохортата има средна възраст при раждане μ , и ако жените са родени преди $(t - \mu)$ години, се получава следния израз:

$$f(a, t - \mu + a) \approx f(a, t) + (a - \mu)f'(a, t). \quad (5)$$

На основата на тази апроксимация Ryder извежда връзката между кохортния и периодния тотален коефициент за плодовитост:

$$TFR_c(t - \mu) = \frac{TFR_p(t)}{1 - r_c}, \quad (6)$$

където:

r_c е първата производна на времето, която измерва промяната в средната възраст при раждане на дете за дадената кохорта през времето $t - \mu$.

Тази формула е основата, върху която са разработени различни варианти на подобрения, модификации, в т.ч. и за т.нар. ажустирание, с което се правят опити да се реши задачата за отстраняване на темпо ефекта. Използването на последната формула за решаване на подобна задача в известна степен се различава от целта, за която тя е изведена. На този въпрос ще бъде отделено внимание по-късно.

Съгласно формула (6), когато средната възраст при раждане на дете нараства, т.е. при наличие на забавяне, отлагане на ражданията, тогава стойността на периодния тотален коефициент ще бъде по-ниска от тази на кохортния коефициент. Обратно, при намаляване на средната възраст, периодният тотален коефициент ще надвишава съответния

кохортен. За подобен резултат пише и Schoen (2004).

Изведената формула (6) се основава на представеното още през 1956 г. от Ryder уравнение на превода, свързващо надлъжния (кохортен) тотален коефициент на плодовитост (*CFR-cohort fertility rate*) с периодния тотален коефициент (*TFR*) за население, в което средната възраст при раждане на дете се изменя линейно с нарастване с години за кохорта:

$$TFR = CFR(1 - c). \quad (7)$$

Както посочват Bongaarts и Feeney (1998; 274), уравнението на превода не е получило широко одобрение. Според тях Ryder допуска, че количественият и темпо ефектите на кохортната плодовитост са детерминантите на *TFR* и на другите периодни измерители. Голям брой емпирични изследвания обаче показват, че нещата не стоят точно така (Foster, 1990; Pullum, 1980; Ni Bhrolchain, 1992). Освен това промените в средната възраст при раждане на сборните кохорти не обхващат точно темпо ефекта, когато кохортната плодовитост намалява. Според същите автори „кохортите намаляват тяхната плодовитост първо чрез намаляване на ражданията от по-висок ранг. Като резултат от това средната възраст при раждане за всички раждания намалява, даже когато времето на индивидуалното раждане не се променя. С други думи, намаляването на кохортното количество води до промени в средната възраст при раждане, което не представлява истински темпо ефект. Следователно горното уравнение за превод не дава коректен резултат с изключение на случаите, когато кохортната плодовитост е постоянна“ (1998; 275). Решението, което и самият Ryder дава

(1959), е уравнението да се прилага поотделно за всеки ранг вместо за общата плодовитост.

Целта на Ryder и задачата на теорията за демографския превод е преходът (трансформацията) от кохортни към периодни и обратно от периодни към кохортни измерители. Както той пише (1964), „да се изрази връзката между временните серии от кохортни индекси и временните серии от периодни индекси“. Независимо, че горната формула е за определяне на деформиращия фактор (темпо ефекта), „идеята на подхода е да се свържат моментите на разпределението на периодната плодовитост (периодният тотален коефициент на плодовитост-TFR, средната възраст, вариацията, асиметрията,...) с тези на кохортната плодовитост“ Ortega и Kohler (2002; 2). Това е и направлението, в което работят Foster (1990), Calot (1992), Keilman (1994, 2001), Pressat (1969), Leguina (1976), Deville (1977), Chavez (1979), Feichtinger (1979), Keifitz (1985).

Теорията на демографския превод първоначално се разработва за целите на изучаване на плодовитостта. Но както Nico Keilman (2000; 2) отбелязва, ако са изпълнени две условия теорията на демографския превод би могла да се приложи и по отношение на други демографски процеси – първи брак и разводи. Според първото условие количествените и темпо показателите трябва да се изменят плавно през дълъг период от време. Второто условие изисква сумата от повъзрастовите коефициенти на плодовитост както за кохортните, така и за периодните, или трансформацията на тази сума, да имат ясно демографско тълкуване. Всъщност второто изискване важи не само за този случай, но и за всички измерители,

тъй като иначе те биха били само някакви математически конструкции без определен познавателен смисъл.

Keilman изследва три ситуации на приложение на теорията на превода, като използва модифициран вариант на уравнението на Ryder.

$$A[t] = \sum_{i=0}^{\infty} \left\{ \frac{(-1)^i B^{(i)}[t]}{i!} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-1)^{(j-1)} M_j^{(j-1)}[t]}{(j-1)!} \right\}, \quad (8)$$

където:

$A[t] = \sum_x m[t,x]$ е периодният тотален коефициент за плодовитост – сума от периодните повъзрастови коефициенти на плодовитост за календарната година t ;

$B^{(i)}$ – i -та производна на надлъжния (кохортен) тотален коефициент;

$M_j^{(j-1)}$ – производната на моментите

$M_k[g] = \sum_x x^k b[g,x]$. Тези моменти описват темпо ефекта. Първият момент се получава за $k = 1$ и представлява средната възраст при раждане на дете. Вторият момент показва ширината на възрастовия модел.

$b[g,x] = m[g + x,x]/B[g]$ – относителният дял на коефициента за плодовитост за възраст x на кохортата g – $m[g + x,x]$ в сумата от кохортни повъзрастови коефициенти.

При първата ситуация Keilman допуска, че кохортният количествен ефект и възрастовия модел са постоянни, като линейно се изменя само средната възраст при раждане. В този случай изходното уравнение се свежда до следния вид:

$$A[t] = A = B(1 - M_1'). \quad (9)$$

Според този израз периодният тотален коефициент е постоянен и равен на кохортния, умножен по единица минус годишното изменение на средната възраст. Това означава, че ако средната възраст намалява с една десета на година от кохорта на кохорта, то периодният тотален

лен коефициент ще бъде с 10 % по-висок от съответния кохортен коефициент. Или деформиращият ефект на превода е 10 %.

Втора ситуация – при постоянна кохортна средна възраст при раждане и линейно изменение на кохортното количество изразът се модифицира, както следва:

$$A[t] = B[t] - B' \cdot M_1]. \quad (10)$$

Според горното уравнение периодният тотален коефициент в годината t е равен на кохортния тотален коефициент за кохортата, раждаща в годината t , намален с производеното от производната на последния със средната възраст. По-разбираемият вид на това уравнение е $A[t] = B[t - M_1]$.

За да се изясни смисълът на уравнението, Keilman дава следния пример: ако се допусне, че средната възраст е 30 години, и че кохортният тотален коефициент намалява с 0,05 деца на жена от всяко поколение, следва, че надлъжният тотален коефициент е по-голям с 0,15 деца от съответния кохортен. Последната величина се получава като произведение от намалението $B' = 0,05$ по броя на поколенията – 30.

Трета ситуация – линейно изменение на кохортното количество и кохортната средна възраст. Изразът, който се получава, е следният:

$$A[t] = B[t](1 - M_1') - B' \cdot M_1[t]. \quad (11)$$

Според това уравнение, в сравнение с втората ситуация, при нарастване на кохортният тотален коефициент и намаление на средната възраст, надлъжният тотален коефициент допълнително се увеличава с умалителя в дясната страна.

Чрез последното уравнение се представя динамиката на плодовитостта в редица страни от Западна Европа, Канада, Австралия и САЩ в началото на 20 век.

Ryder е извел израз, подобен на (8), който се отнася за средната възраст при раждане и вариацията на разпределението, изчислена по данни за отчетен период.

Keilman в своята работа (2000) извежда общата формула по подобие на Yntema (1977; 163). Процедурата по извеждането е следната:

Нека k -ят момент на периодния повъзрасстов коефициент $m[t, x]$ се отбелязва с $V_k[t] = \sum x^k m[t, x]$.

k -ят момент на кохортния повъзрасстов коефициент $m[t + x, x]$ се отбелязва с $W_k[g] = \sum x^k m[t + x, x]$, където $g = t + x$.

В такъв случай $V_0[t]$ представлява тоталния коефициент за плодовитост (TFR) за годината t , който в предходните случаи е записван като $A[t]$; по същия начин $W_0[g] = B[g]$ е надлъжният, кохортен тотален коефициент за кохортата g .

Според Keilman разликата между моментите $M_0[g]$ и $V_k[g]$ и $W_k[g]$ е, че последните не са нормализирани, т.е. нулевите моменти не са равни на единица. За разлика от тях $M_0 = 1$.

В такъв случай връзката между нормализираните и ненормализираните кохортни моменти може да се представи по следния начин:

$$M_k[g] = W_k[g]/W_0[g], \quad k = 0, 1, 2 \dots$$

При така приетите периодни и кохортни ненормализирани моменти чрез разлагане в ред на Тейлор на повъзрасстовите коефи-

циенти $m[t + x, x]$ за периода t се получава изразът:

$$V_k[t] = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^i}{i!} W_{k+i}^{(i)}[t]. \quad (12)$$

При $k = 1$ в уравнение (12) и представяне

$$W_{k+i}^{(i)}[t] = M1+i[g].W0[g] = M1+i[g].B[g],$$

при решаване на същото уравнение по отношение на периодната средна възраст при раждане като функция от количествения и темпо показатели, се получава следната формула:

$$\begin{aligned} N_1[t] &= V_1[t]/V_0[t] = \\ &= \frac{1}{A[t]} \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(-1)^i}{i!} \left(\frac{\partial^i}{\partial g^i} M_{1+i}[g].W[g] \right)_{g=t}. \end{aligned} \quad (13)$$

Ако се допусне, че кохортното количество се изменя линейно, а кохортния темпо ефект е постоянен, следва че всички производни от втори и по-висок ред в горното уравнение стават равни на нула, за разлика от моментите $M_k[g]$. Последните са независими от кохортата g .

Keilman продължава със следните преобразования:

$$\begin{aligned} N_1[t] &= \frac{1}{A[t]} \{M_1 B[t] - M_2 B'\} = \\ &= \frac{M_1}{A[t]} B \left[t - \frac{M_2}{M_1} \right] \end{aligned}$$

и като има предвид, че $A[t] = B[t - M_1]$, достига до формулата:

$$N_1[t] = M_1 \frac{B \left[t - \frac{M_2}{M_1} \right]}{B[t - M_1]}. \quad (14)$$

Чрез това уравнение се показва, че периодната средна възраст се получава като произведение от кохортната средна възраст и

ажустиращ фактор, представляващ деформацията, дължаща се на времевия ефект.

Вторият момент за всяко разпределение се изразява като сбор от следните величини: $M_2 = (M_1)^2 + \sigma^2$, където със символа M_1 се отбелязва средната възраст при раждане, а σ^2 е дисперсията на разпределението. От уравнение (14) следва, че $M_2 \geq (M_1)^2$.

В случаите, когато всички жени раждат на една и съща средна възраст M_1 , дисперсията ще бъде равна на нула и ще бъде изпълнен знакът за равенство. Следователно размерът на деформиращия фактор ще бъде равен на 1 и периодната средна възраст ще бъде равна на кохортната средна възраст.

Когато $M_2 > (M_1)^2$, деформиращият фактор е по-голям или по-малък от единица в зависимост от това дали кохортната плодовитост намалява, или нараства.

Както се вижда, с уравнение (14) се установява, че периодната средна възраст в дадена година t ще бъде по-висока от кохортната средна възраст на жените, раждащи в годината t , когато кохортният тотален коефициент намалява, и обратно.

Keilman е извел аналогични уравнения, представящи преминаването от периодни към кохортни измерители на плодовитостта на жените. За краткост на изложението тук ще бъдат представени само крайните резултати.

При допускане за постоянно периодно количество и линейно изменение в периодната средна възраст за тоталния кохортен коефициент се получава:

$$B[g] = B = A[1 + N_1']. \quad (15)$$

При допускане за постоянен времеви (темпо) ефект и линейно изменение на периодното количество резултатът е следният:

$$B[g] = A[g + N_1]. \quad (16)$$

При допускане за едновременно линейно изменение и на двата елемента, съответният кохортен коефициент се получава от израза:

$$B[g] = A[g](1 + N'_1) + A' \cdot N_1[g]. \quad (17)$$

Според формула (15) кохортният тотален коефициент е по-малък от надлъжния тотален коефициент за плодовитост, например с 10 %, когато периодната средна възраст намалява с единица за 10 години, при условие че тоталният коефициент за плодовитост е неизменен.

От уравнение (16) се установява, че периодните и кохортните средни възрасти при раждане ще бъдат равни, когато периодното и кохортното количество се изменят линейно и средните възрасти са постоянни във времето.

Крайният извод, до който достига Keilman, е подготвен от изследванията проведени от множество други автори. Според него е възможно да се преминава от кохортни към периодни измерители, както и обратно, от периодни към кохортни. В същото време се посочва, че по-голямата вариация на периодните по-възрастни коефициенти на плодовитост прави по-труден този преход.

По-важен за практиката е другият извод, според който теорията за превода е подходяща и по-лесна за прилагане преди всичко, когато показателите за количествения и темпо ефект се изменят по права линия през няколко десетилетия.

Това обаче е рядко явление, особено що се отнася за периодните показатели. Според Keilman това прави теорията на превода по-малко полезна за предвиждане на поведението на кохортите, което теорията разглежда като функция от тенденцията на развитие в периодните показатели.

Условностите, при които теорията на превода е в сила, ограничават нейното приложение. Както нееднократно вече бе обърнато внимание, основният проблем възниква от характера на разполагаемата информация. На практика се разполага с напречни (периодни) данни, а за целите на предвиждането на динамиката на плодовитостта е необходима информация и за завършената плодовитост по кохорти. До момента основното постижение на демографската теория в това отношение е демографският превод, който обаче не представлява удовлетворително решение на проблема.

Ажустирания тотален коефициент за плодовитост

При теорията на демографския превод целта е да се използват данни от напречния анализ, за да се правят заключения, отнасящи се за бъдещото поведение на съответните кохорти, т.е. за надлъжен анализ, както и обратно. През последните десет години се разработва идея, която се отнася единствено за напречния анализ. Тя е свързана с използването само на данни, отнасящи се за съответен календарен период от време. Целта е измерване на темпо ефекта и неговото отстраняване, известно като „темпо ажустирание“. Според Vongaarts и Feeney тоталният коефициент на плодовитост се състои от два елемента – количествен (*quantum*) и времеви (*tempo*). Те

определят количествения като „тотален коефициент, който би се наблюдавал, ако липсваха промени във времето на раждане през периода, за който се изчислява тоталният коефициент. Темпо елементът е равен на деформацията, която се появява в резултат от промените във времето“ (1998; 272). Тяхната цел е да измерят количествения елемент чрез елиминиране на деформацията, обусловена от промените във времето (възрастта) на раждане, от обикновения периоден тотален коефициент. Казано по друг начин, според същите автори се получава TFR, който би се наблюдавал в годината t , ако възрастовият модел на плодovitостта е същият, какъвто е бил през предходната година ($t-1$). Новият измерител те наричат темпо-ажустиран тотален коефициент за плодovitост и неговото тълкуване е аналогично на обикновения тотален коефициент – той също е хипотетична мярка, но от него е отстранена деформацията, дължаща се на времевия ефект за съответната година. Vongaarts и Feeny допускат, че плодovitостта може да се влияе от отделните периоди, възрасти, рангове и продължителност на периода от последното раждане, но не и от кохортите. Това означава, че през изследвания период не трябва да има кохортни и повъзрасови различия в промените на плодovitостта. Или, както авторите отбелязват, „ние трябва да допуснем, че жените на всички възрасти, раждащи деца в годината t , отлагат или ускоряват техните раждания в еднаква степен, независимо от тяхната възраст или кохортна принадлежност“ (1998; 277). При тези условия те извеждат следната формула на ажустирания тотален коефициент за плодovitост:

$$TFR' = \frac{TFR_1}{(1-r_1)}, \quad (18)$$

където r_i е промяната в средната възраст при раждане на дете от ранг i през съответната година.

Така представеният ажустиран тотален коефициент за плодovitост е твърде близък до идеята на Ryder за демографския превод (Ryder 1956, 1960, 1983; Keilman 1994; Zeng Yi and Land 1999). Това се отнася и до изследванията на кохортните и периодните влияния върху плодovitостта на Calot (1992), Foster (1990) и Ni Bhrolchain (1992).

Обобщената формула за всички раждания изглежда по следния начин:

$$TFR' = \sum TFR'_i = \frac{TFR_1}{(1-r_1)} + \frac{TFR_2}{(1-r_2)} + \frac{TFR_3}{(1-r_3)} + \dots, \quad (19)$$

където символите са познати.

Според Vongaarts и Feeny TFR' зависи единствено от промените във времето на раждане на дете през дадената година, за която е изчислен тоталният коефициент. Неговата стойност не зависи от промените във времето преди или след тази година. Нещо повече, същественото условие, което излиза на преден план за прилагане на изведената формула, гласи, че „формата на повъзрасовото разпределение на периодната плодovitост (за всеки ранг) остава непроменена, но това разпределение се мести към по-високи или по-ниски възрасти във времето, когато има времеви ефекти“ (1998; 229). Това е твърде силно ограничение и много рядко може да бъде изпълнено. С особена сила това се отнася за страни, в които се осъществява преход от ниска към много ниска плодovitост, където като правило се забавят и отлагат ражданията. В резултат от отлаганията настъпват промени в средната възраст при раждане на дете. Не са редки случаите

и когато настъпват промени в възрастовото разпределение на ражданията на деца главно от първи и втори ранг. Както подчертават Bongaarts и Feeny, в години на войни, бедствия, депреси, когато различията между плодовитостта на кохортите не могат да се пренебрегнат, ажустиращата формула не трябва да се използва.

Внимание заслужава фактът, че за разлика от теорията на превода чрез изчисляване на ажустирания тотален коефициент се цели единствено да се премахне деформацията темпо ефект от наблюдавания тотален коефициент на плодовитост. Ако се допусне, че средната възраст при раждане на дете нараства с 0,1 за дадена година, то ажустирания тотален коефициент ще бъде по-висок от обикновения TFR:

$$TFR' = \frac{TFR_1}{(1-r)} = \frac{TFR_1}{(1-0,1)} = \frac{TFR_1}{0,9}.$$

Това е типичната ситуация в много страни от Западна и Източна Европа, в т.ч. и България. С помощта на предложената формула на ажустирания тотален коефициент Philipov и Kohler (1999) изследват темпо ефекта в намаляващата плодовитост в пет страни от Централна и Източна Европа (България, Чехия, Унгария, Полша и Русия) през периода 1988-1998 г. В своето изследване те установяват, че ажустираният коефициент намалява много по-малко от обикновения тотален коефициент в изследваните страни с изключение на Русия. Според същите автори това подсилва значението на темпо ефекта за разбирането на намаляващата плодовитост в страните от Централна

и Източна Европа. В същото време те правят уговорка за необходимостта от спазване на изискванията за прилагане на ажустирания измерител, в частност да няма кохортни ефекти. Тъй като това е едно от първите практически приложения на ажустирания тотален коефициент тук ще бъде цитирана последната част от заключението на двамата автори: „Струва си да направим достойние на широката публика фактът, че ажустираният TFR е по-точен измерител на възпроизводствения потенциал на населението от периодния тотален коефициент за плодовитост. Фактът, че той е значително по-висок от наблюдавания TFR, ще помогне в корекцията на погрешните представи за демографската материя и ще направи по-точни важните страни на политиката за населението. Въпреки това, ажустираният TFR остава чисто периоден измерител и всякакви допускания, че кохортната плодовитост по-късно ще се доближи до равнището на ажустирания TFR, е необходимо да се изказват със значителна предпазливост“ (1999; 18).

Bongaarts (2002) изследва равнището на плодовитост в 19 страни от Европа, Япония и САЩ през два периода: 1980-1994 и 1990-1997 г. Сред тези страни е и България. Авторът изчислява обикновен и ажустиран тотален коефициент. Той установява, че деформацията ефект от повишената средна възраст при раждане на дете за всички страни, с изключение на Русия за първия период, е негативен. Това означава, че чрез обикновения тотален коефициент се показва по-ниско равнище на плодовитост. Размерът на тази деформация е най-малък за Русия (-0,05), Финлан-

² Когато средната възраст при раждане на дете намалява, тогава ефектът е обратен – обикновеният тотален коефициент надценява действителното равнище на плодовитост. В този случай ажустираният тотален коефициент ще бъде с по-ниска стойност от тази на съответния обикновен тотален коефициент.

дия (-0,15) и най-голям за Испания (-0,42), Чехия (-0,42), Гърция (-0,34). С изключение на три страни – Дания, Япония и Холандия, темпо ефектът през първия период е по-малък от съответния през периода 1990-1997 г. Следователно промените в средната възраст при раждане в изследваните страни с течение на времето нарастват. Казано по друг начин – нараства средната възраст при раждане в резултат от забавяне или отлагане на ражданията. Това може да има и по-тежки последици за плодовитостта в някои от изследваните страни – въобще да не се реализират част от отложените раждания във връзка с тежките социално-икономически условия в определени държави.

По отношение на използването на ажустирания тотален коефициент Vongaarts посочва, че са нарушени изискванията за неговото приложение, в т.ч. има вариация в кохортната и периодната плодовитост. Това прави получените резултати на негова основа приблизителни.

Подобни изследвания са осъществени от Tomas Frejka и Jean Paul Sardon (2004, 2005, 2006, 2007) за множество страни, като акцентът при тях е върху промените в равнището на плодовитост в отделните кохорти. Авторите установяват съществени изменения в разпределенията по рангове за отделните кохорти, в т.ч. и в размера на семействата за кохортите, родени между 1930 и 1960. Нараства относителният дял на жените без деца и тези с едно дете сред сегашните кохорти. Според тях са налице индикации, че този процес ще продължи. Посочените промени затрудняват използването на ажустирания тотален коефициент за плодовитост, но независимо от това той е приложен при осъществяване на изследванията.

Предложеният от Vongaarts и Feeny ажустиран тотален коефициент за плодовитост е анализиран от редица изследователи. В своите бележки и коментари Imhoff и Keilman показват, че ажустираният измерител не е в състояние да изолира в чист вид количествения ефект от годишните промени в плодовитостта. Два са ключовите моменти, върху които те насочват своята критика: „1) специфичните кохортни промени във времето са много по-сложни, отколкото гонускат Vongaarts и Feeny; 2) методът на Vongaarts и Feeny се основава на неподходящи измерители“ (2000: 459).

Допускането, че „жените на всички възрасти, раждащи деца (от определен ранг) в годината t , отлагат или ускоряват техните раждания в еднаква степен, независимо от тяхната възраст или кохортна принадлежност“ (1998; 277) е проверено от Imhoff and Keilman. За тази цел те са използвали данни за Холандия и Норвегия и са установили, че допускането за постоянна форма на разпределението на повъзрастовите коефициенти на плодовитост в две последователни години е нарушено, което означава, че периодните времеви промени зависят от кохортата. Това им дава основание да направят извода, че идеята за чисто „периодно количество“ е несъстоятелна. Този извод е правилен, още повече, като се има предвид фактът, че всяка кохорта, респ. възрастова група, има различно минало и различно репродуктивно поведение, което намира израз в съответното разпределение на повъзрастовите коефициенти на плодовитост.

Втората критика е свързана с използването на коефициенти на плодовитост, изразяващи броя на ражданията от ранг i от жените на възраст x , отнесен към броя на жените на възраст x , независимо от ранга (пореждаността на роденото дете). В случая се критикува използване-

то на повъзрастовите коефициенти на плодовитост (в действителност в знаменателя е средният брой на жените, вместо в знаменателя да участват само жените, имащи дете от ранг $i - 1$). В резултат от използването на коефициентите (вместо вероятности за увеличаване на семейството с дете от следващ ранг, чието изчисляване става на основата на данни от преброяванията) се преувеличава ефектът от времевата деформация. Според Imhoff и Keilman това обуславя появата на систематична грешка в предложенията от Bongaarts и Feeny тотален коефициент за плодовитост.

Становището на Imhoff и Keilman за предлагания метод е отрицателно – той не решава проблема с времевата деформация. Тяхното мнение е, че истинското решение ще изисква много повече данни и допълнителна методологическа иновация (2000; 552).

Методът на Bongaarts и Feeny предполага „постоянна форма“ на разпределението на повъзрастовите коефициенти на плодовитост. За оценка на темпо ефекта те допускат промяна само в средната възраст при раждане на дете от даден ранг. На практика обаче това условие трудно се реализира, тъй като репродуктивното поведение на жените се определя от въздействието на множество разнопосочно действващи фактори. Тези фактори влияят с различна сила и посока върху отделните жени в рогилна възраст. Това означава и промени в повъзрастовите разпределения с течение на времето. Като положителен следва да се оцени опитът на Kohler и Philipov (2001) да включат във формулата на ажустирания тотален коефициент за плодовитост и промените във вариацията в повъзрастовото разпределение по рангове на родените деца. В своето из-

следване на динамиката на равнището на плодовитост в Швеция, Италия, Унгария и Чехия те установяват, че нарастването на средната възраст на майката при раждане на дете често е съпроводено с увеличаване и на вариацията в повъзрастовото разпределение. Според авторите тези нараствания на вариацията са свързани поне с две перспективи: „първо, те може би са характеристики на настоящето намаляване на плодовитостта в европейските страни, и следователно показва страни на промените в плодовитостта, които са извън чистите темпо ефекти, или просто нарастване на средната възраст при раждане. Второ, тези промени във вариацията са проблематични в контекста на предложенията от Bongaarts и Feeny ажустиран тотален коефициент за плодовитост: критичното допускане за това ажустиране е липсата на възрастово-периодни взаимодействия (промени в средната възраст и кохортен ефект) или промени във формата на фертилния план. Наличието на промени във вариацията обаче представлява тренд в посока на различна форма на този план. Следователно представлява и потенциално значимо нарушение на допусканията, които са в основата на формулата на Bongaarts and Feeny“ (2001; 1). С цел да изследват ефектите от промяната във вариацията Kohler и Philipov генерализират формулата на Bongaarts и Feeny (1998). Според тях темпо ефектът може да се променя систематично заедно със средната възраст, както и разсейването в разпределението може да нараства или намалява с течение на времето. Установява се, че ажустираният тотален коефициент е чувствителен към промените във вариацията, в частност когато скоростта на промените в нея нараства във времето. Според Kohler и Philipov изчисляването на ажустирания тотален коефициент за периоди

с нарастващи средна възраст и вариация води до систематична грешка в оценката на средната възраст и на годишните промени. В своята работа (2001) те предлагат уравнение за приблизителна оценка на тези грешки, както и итеративна процедура, включваща ефектите на вариацията при изчисляване на ажустирания тотален коефициент за плодовитост. Според авторите раждането на дете от даден ранг зависи от три елемента:

- Кумулативния темпо ефект $R(a,t)$, измерван в години. Той отразява пълния размер на отлагането на раждането от жените на кохортата на възраст a в периода t .

За да се включи вариацията на разпределението във формулата на ажустирания тотален коефициент, се приема, че кумулативните темпо промени се изразяват чрез уравнението:

$$R(a,t) = \gamma t + (a - \bar{a}) \cdot (1 - e^{-\delta t}), \quad (20)$$

където:

$$\bar{a} = \bar{a}_0 + \gamma t;$$

\bar{a} – средната възраст на стандартизирания фертилен план, при който липсват количествени и темпо промени;

γ и δ – параметри на уравненията.

- Възрастовите и кохортни специфични темпо промени $r(a,t)$, които се получават от $R(a,t)$, и са свързани с елемента r във формулата наongaarts и Feeny. Това е елементът, който взема предвид възрастово кохортните взаимодействия при забавянята на ражданията.

$$r(a,t) = \gamma + \delta(a - \bar{a}(t)) \quad (21)$$

- Ажустирания повъзрастов специфичен коефициент за плодовитост $g'(a,t)$, който показва какъв би бил коефициентът за

плодовитост за възраст a в периода t , ако липсваше темпо ефект.

При така направените уточнения при липса на темпо промени те получават следните изрази за средната възраст и вариацията:

$$\bar{a} = \int a \cdot g'(a,t) da / TFR'(t) = \bar{a}_0 + \gamma t;$$

$$s^2(t) = \int (a - \bar{a}(t))^2 g'(a,t) d(a) / TFR'(t) = s_0^2 \cdot e^{2\delta t},$$

където:

\bar{a}_0 е средната възраст;

s_0^2 – вариацията на стандартизирания фертилен план $\varphi(a)$;

$g'(a,t)$ – ажустираният тотален коефициент за плодовитост.

Времевите промени водят до линейно изменение в средната възраст при раждане на дете. По отношение на вариацията (дисперсията) на разпределението s^2 от значение е стойността на параметъра δ . Когато $\delta > 0$, размерът на вариацията ще нараства експоненциално с течение на времето.

Като се има предвид, че

$$g(a,t) = (1 - r(a,t)) \cdot g'(a,t),$$

се налага изводът, че наличието на темпо промени деформира наблюдавания тотален коефициент за плодовитост. Ако параметрите γ и δ в уравнение (21) приемат стойности по-големи от нула, т.е. $\gamma > 0$ и $\delta > 0$, следва, че ще има забавяне в ражданията. Но както отбелязват Kohler и Philipov, деформацията $r(a,t)$ е по-малка от γ за възрастните, които са по-ниски от средната възраст $\bar{a}(t)$ и $r(a,t)$ ще навъшшава γ , когато $a > \bar{a}$. Това означава, че повъзрастовите коефициенти на плодовитост се влияят по различен начин от отлагане на ражданията. Различията

между наблюдаваните и ажустираните повъзрастови коефициенти са по-малки за възрастите, които са по-ниски от съответната средна възраст, и обратно, те са по-големи за възрастите, които са по-високи от средната възраст.

Друг извод, до който достигат авторите, е, че наблюдаваният тотален коефициент за плодovitост не зависи от размера на промените във вариацията, задаван от параметъра δ . Съгласно уравнението

$$TFR = (1 - \gamma) \cdot TFR'(t) = (1 - \gamma) \cdot q(t) \quad (22)$$

промените в равнището на плодovitост са обусловени от:

- количествения ефект $q(t)$, който пропорционално нараства или намалява коефициентите за плодovitост за всички възрасти, и
- годишното изменение в средната възраст при раждане на дете, задавано от параметъра γ .

В горното уравнение годишното увеличение в размера на вариацията не участва.

Но както бе посочено вече, присъствието на вариацията, по-точно на нейното изменение, се отразява върху размера на отклоненията на различията между наблюдаваните и ажустираните коефициенти. Това се дължи на факта, че оценката на средната възраст съдържа систематична грешка, водеща до подценяване на γ за периоди, когато нарастват средната възраст при раждане и стандартното отклонение.

Деформацията в средната възраст, дължаща се на промените във вариацията, се определя по формулата:

$$\mu(t) = \bar{a}(t) - \frac{\delta}{1 - \gamma} s^2(t), \quad (23)$$

където:

$\mu(t) := \int a g(a, t) da / TFR(t)$ е наблюдаваната средна възраст при раждане през периода t ; символът „:=“ се чете като „дефинирано като“.

Деформацията във вариацията може да се оцени по следния начин:

$$\sigma^2(t) = s^2(t) - \left[\frac{\delta s^2(t)}{1 - \gamma} \right] - \frac{\delta}{1 - \gamma} \kappa(t), \quad (24)$$

където:

$\sigma^2(t) = \int (a - \mu(t))^2 g(a, t) da / TFR(t)$ е наблюдаваната вариация във възрастта при раждане; $\kappa(t) = \int (a - \bar{a}(t))^3 f(a, t) da$ – трети централен момент на разпределението.

Според авторите първият елемент в уравнение (24) представлява вариацията в разпределението, която би се наблюдавала, ако липсваха промени в нейния размер с течение на времето.

Вторият и третият елемент показват деформацията в случаите, когато $\delta \neq 0$.

Горните две уравнения са в сила при условие, че средната възраст и вариацията се изменят линейно във времето, т.е. γ и δ не променят своите стойности във времето. Според Kohler и Philipov постоянните стойности на двата параметъра могат да се заменят с техни плавни функции на времето – $\gamma(t)$ и $\delta(t)$, и е възможно да се изчисли размера на промяната в наблюдаваната средна възраст. В този случай се допуска, че кумулативният темпо ефект

$$R(a, t) = \gamma t + (a - \bar{a}) \cdot (1 - e^{\delta t})$$

се замества със следния израз:

$$R(a,t) = G(t) + (a - \bar{a}(t)) \cdot (1 - e^{-D(t)}),$$

където:

$$G(t) := \int_{-\infty}^t \gamma(x) dx \text{ и}$$

$$D(d) := \int_{-\infty}^d \delta(x) dx.$$

В такъв случай размерът на промяната в наблюдаваната средна възраст ще се намери по формулата

$$\mu'(t) := \gamma(t) - \frac{s^2(t)}{1 - \gamma(t)} \left[\frac{\gamma'(t)\delta(t)}{1 - \gamma(t)} + \delta'(t) + 2\delta(t)^2 \right]. \quad (25)$$

Kohler и Philipov извеждат и уравнение за оценка на систематичната грешка във формулата на Bongaarts и Feeny. За целта те допускат нелинейно изменение на вариацията и приемат, че промените в средната възраст $\mu'(t)$ могат да се отбележат със символа \hat{t} и $\gamma(t) = \gamma$. В такъв случай може да се запише, че систематичната грешка ще бъде:

$$\hat{t}_{BF}(t) := \hat{t}(t) - \gamma = \frac{s^2(t)}{1 - \gamma(t)} \left[\delta'(t) + 2\delta(t)^2 \right] \quad (26)$$

Грешката в ажустирания тотален коефициент TFR', изчислен като ажустиран коефициент по формулата на Bongaarts и Feeny минус ажустирания тотален коефициент с отчитане на промени във вариацията, може да се изчисли по следващата формула:

систематична грешка в TFR \approx

$$\approx \frac{TFR(t)}{(1 - \gamma)^2} \cdot \text{систематична грешка в } \hat{t}_{BF}(t). \quad (27)$$

Според Kohler и Philipov (2001; 9), когато размерът на промените в $\delta(t)$ не е постоянен, ефектът от промените във вариацията може да бъде много важен за използването на ажустирания тотален коефициент. Тези промени се отразяват върху ажустирането,

тъй като изводите относно степента на забавянията на ражданията са повлияни от измененията в размера на разсейването.

Авторите посочват, че за да се използва предложената от тях апроксимация, първо трябва да се оценят неизвестните параметри γ , $\delta(t)$ и $\delta'(t)$. За тази цел те предлагат съответна итеративна процедура.

Въвеждането на промените в размера на разсейването на разпределението на повъзрастовите коефициенти за плодovitост е много важна стъпка при изучаване равнището на плодovitост, в т.ч. и нейната динамика. Нещо повече, Kohler и Philipov включват във формулата за оценка на деформацията във вариацията и третия централен момент. Това показва, че изследователите си дават сметка за сложния начин, по който се формира репродуктивното поведение на жените от различните кохорти. Използването само на силно агрегирани измерители и на средната величина не позволява разкриването на разнообразните промени, които протичат в поведението на жените. Изменението в средната възраст, както нейното повишаване, така и намаляване, е израз на различни въздействия, често пъти взаимнопротиворечиви и различни по своята природа – икономически, социални, културни и др. В нейната стойност и съответните ѝ промени се концентрира крайният, обобщен ефект от разнообразните факторни влияния. Но тя не е в състояние да разкрие цялото това разнообразие, което намира израз в съответната форма на разпределението и нейното изменение във времето. Това е една от възможните причини, които са подтикнали Kohler и Philipov да търсят начин за включване и на промените във вариацията при изчисляване на ажустирания тотален коефициент за плодovitост, предложен от Bongaarts и Feeny.

Критици към ажустирания тотален коефициент за плодовитост на Bongarts и Feeny изразяват и други автори в своите публикации (Kim и Schoen 2000; Kohler и Ortega 2002). Първата критика е свързана с факта, че ажустираният тотален коефициент не отчита поредността на ражданията за майките, което вече бе посочено като слабост. Втората критика се отнася до невъзможността в много случаи както на обикновения, така и на ажустирания коефициент да отразяват разпределенията по рангове и завършената плодовитост на кохортите. С цел да преодолеят посочените недостатъци на ажустирания тотален коефициент Kohler и Ortega (2002) предлагат измерител, на който в знаменателя е броят на жените, за които съществува риска да родят дете от даден ранг – първо, второ, трето и т.н. Този измерител те наричат темпо ажустиран периоден порангов прогресивен коефициент (*tempo-adjusted period parity progression ratios*). Според авторите той притежава следните предимства:

„а) тези мерки притежават определена интерпретация в смисъл на равнище, разпределение и време на плодовитостта в синтетични кохорти и те могат следователно да бъдат използвани за анализ на тенденциите в периодната плодовитост, също както и за проекции на кохортната плодовитост;

б) те се основават на интензивностите на ражданията, вместо на обикновените повъзрастни и рангови специфични коефициенти на плодовитост, и следователно осигуряват подобрените заключения за равнището на плодовитост и темпа на отлагане;

в) те отстраняват темпо деформацията от наблюдавания модел на плодо-

витост и позволяват екстраполация на миналия или сегашен модел на отлагане в бъдещето“ (2002-б; 148).

С помощта на предлагания измерител Kohler и Ortega провеждат изследване на плодовитостта в три страни – Швеция, Холандия и Испания. На основата на сравнителен анализ с резултатите, получени с помощта на ажустирания тотален коефициент, предложен от Bongarts и Feeny, са направени заключения относно качествата на двата вида измерители. Според Kohler и Ortega измерителят, използващ интензивностите, разкрива по-добре модела и равнището на плодовитост.

Действително използването на вероятностите е за предпочитане, тъй като те са по-точна мярка на интензивността на съответните събития. Както неколккратно бе обърнато внимание, проблемът за изчисляването на вероятностите е чисто информационен и той не зависи от желанието на изследователите. В момента текущата статистика не предлага данни за изчисляването на вероятности и това е причината да се работи с коефициенти. В тази връзка трябва да се внесе още едно уточнение. Коефициентите по своята същност са измерители на интензивността на събъване на съответното събитие сред дадена съвкупност/среда, от която произлиза събитието. Разликата между коефициента и вероятността е именно в знаменателя. При коефициента това е средното население и в зависимост от наличните данни то може да бъде точно съвкупността, с единиците на която съществува риск да се събдне събитието. При изследване на раждаемостта, например за първи ранг, в знаменателя това трябва да бъдат жените на определена възраст, които не са имали деца. За втори ранг това са жените, които са

имали вече своето първо дете и т.н. Проблемът всъщност е, че не се разполага с данни именно за тези съвкупности – жени без деца, с едно, с две и т.н. по ред дете. Ако се разполага с техния размер, дори и да се използва среден размер на съвкупността, получената оценка ще бъде по-добра от традиционно използваните.

Заклучение

В настоящата работа е представен обобщен преглед на различните теоретични аспекти и емпирични анализи на плодовитостта на жените с помощта на тоталния коефициент. Продължаващите и в момента търсения на изследователите по отношение на тоталния коефициент като един агрегиран измерител на плодовитостта показват, че независимо от непрекъснатото изменение на оригиналната формула на TFR, което е съпроводено с въвеждането на различни условия за неговото изчисляване, все още не е намерено достатъчно приемливо решение на следните задачи:

- преход от кохортни към периодни и обратно, от периодни към кохортни измерители на плодовитостта;
- измерване на количествения елемент чрез елиминиране на деформацията, обусловена от промените във времето (средната възраст) на раждане от обикновения периоден тотален коефициент. Целта е получаването на достатъчно точна оценка на действителното равнище на плодовитостта. Според изследователите това би позволило да се направят сравнително точни предвиждания за бъдещото изменение на равнището на плодовитост;

За решаването на първата задача е създадена теорията на демографския превод,

която не успява да предложи еднозначно решение на проблема. Основната причина за липсата на решение е в това, че не е възможно да се предвиди достатъчно точно бъдещото репродуктивно поведение на жените, които все още не са завършили с раждането на своите деца. Оценката на тяхната пълна, завършена, плодовитост ще бъде налице едва когато приключат със своето възпроизводство. Използването на периодни данни може само да ориентира за текущата ситуация и да позволи изчисляването само на приблизителни, ориентировъчни оценки за равнището на завършената плодовитост на жените, намиращи се във фертилна възраст.

В търсене на решение на втората задача формулата на тоталния коефициент непрекъснато се усложнява. На първо място се въвежда ажустираният коефициент, който има познавателен смисъл при „постоянна форма“ на разпределението на повъзрастовите коефициенти. С негова помощ се цели отстраняването на т.нар. темпо ефект, дължащ се на промени в средната възраст при раждане на дете от гаген ранг. Като следващата стъпка се приема и промяна в степента на вариация в съответните разпределения.

С оглед да не се допусне систематична грешка, се препоръчва да се работи с вероятности за раждане на дете от гаген ранг, вместо с коефициенти. В същото време се отбелязват и затрудненията за изчисляване на вероятностите, тъй като в повечето страни, в т.ч. и в България, необходимата информация се осигурява само от преброяванията.

Немалко усилия са направени за разработване и на т.нар. *parity progression method*. Той се основава на допускането, че сегашният модел на раждането по възраст и ранг и

текущият тренд на отлагане на ражданията осигуряват информация за бъдещото развитие на плодовитостта. Независимо от постоянното търсене и въвеждане на нови условия, все още няма еднозначно решение и на втората задача.

Според автора на настоящата работа трудно могат да бъдат намерени еднозначни решения и на двете задачи. Основанията за подобно твърдение са следните:

- **първо**, не е редно само с един измерител да се решават такива сложни задачи, каквито си поставят изследователите. Самият факт, че се налага непрекъснато той да бъде модифициран, да се въвеждат различни ограничения за неговото използване и тълкуване, показва, че от него се желае повече, отколкото той е в състояние да предостави. Тоталният коефициент има познавателен смисъл при съответните хипотези, както и своите предимства и недостатъци, с които изследователите трябва да се съобразяват;
- **второ**, винаги трябва да се държи сметка за познавателния смисъл на общаващите числови характеристики. Понякога, макар и добре изглеждащите математически формули, трудно намират смислена интерпретация и е спорен въпросът доколко те измерват това, за което се твърди, че измерват;
- **трето**, в стремежа да се намери по-добро решение се пропуска фактът, че се работи с реално съществуващи съвкупности, състоящи се от реални единици, чието поведение зависи от множество фактори. При изследване равнището на плодовитост и предвиждане на неговото изменение трябва да се има предвид сложният начин, по който то се формира. Прекалено голямото внимание и очакване, което се отдава на *TFR*, може да означа-

ва, че се подценява по-пълното изучаване на повъзрасовата плодовитост на жените, т.е. съответното разпределение. Казано по друг начин, работата само с един измерител предполага лишаване от голяма част от информацията, която се съдържа в разпределенията. Част от изследователите си дават сметка за това и неслучайно, освен промяната в средната възраст при раждане, въвеждат и степента на разсейване в разпределенията;

- **четвърто**, авторът е наясно, че анализът би спечелил, ако вместо с повъзрасовите коефициенти се работи с повъзрасови вероятности. Но, както вече бе обърнато внимание, у нас и в много страни от света данни за изчисляването на вероятности предоставя единствено преброяването на населението. Разликата се състои в знаменателя, който при коефициентите включва всички жени на дадена възраст, независимо от броя на децата, които те са родили до съответната календарна година. Поради тази причина стойността на коефициентите като правило е по-малка от тази на вероятностите. При условие обаче, че се държи сметка за този факт, изводите, до които се достига, ще бъдат достатъчно коректни.

- **пето**, действителността е по-разнообразна, отколкото се залага в множеството модели. От тук произтичат и проблемите, защото на практика много трудно могат да бъдат изпълнени различните условия за коректно приложение на различните методи.

Внимание заслужават възможностите, които предлага анализът на динамиката на стойностите на параметрите на статистическото разпределение – средната аритметична величина, средно квадратичното отклонение, коефициентите на асиметрия и ексцес. Изходната теоретична

постановка е, че всяко разпределение се характеризира с последователността от неговите моменти. Значението на този подход се определя и от необходимостта да се извършват подобни сравнения, когато не са приложими методите на теорията на статистическите изводи и заключения, т.е. данните са получени от изчерпателни изследвания.

Изследването на динамиката на няколко редици от стойности на параметри позволява да се установи трайното в развитието на дадения процес и да се елиминират кратковременните ефекти и отклонения. По този начин възможностите за получаване на сравнително достоверна оценка на динамиката на процеса и на влиянието на съответните фактори се увеличават.

Литература

1. Сузгарев, З. (1975). Демографска статистика, Наука и изкуство, С.
2. Bongaarts, J., Feeney, G. (1998). „On the Quantum and Tempo of Fertility“. *Population and Development Review*. 24(2): 271–291.
3. Bongaarts, J. (2002). „The end of the Fertility Transition in the Developed World“. *Population and Development Review* 28 (3): 419-443.
4. Calot, G. (1992). „Relations entre indicateurs démographiques longitudinaux et transversaux.“ *Population* 47:1189–240.
5. Chávez Calderón, L. (1979). *Intensität und Timing der Erstheirat*. Technische Universität Wien: Dissertation, Institut für Unternehmensforschung.
6. Deville, J. C. (1977). *L'Effet de Calendrier: Incidence sur la Natalité Française entre 1940 et 1965*. In *L'Analyse Démographique et ses Applications* (pp. 33-38). *Colloques Nationaux du C.N.R.S*, n. 934. Paris: Centre National de la Recherche Scientifique.
7. Foster, Andrew (1990). „Cohort Analysis and Demographic Translation: A Comparative Study of Recent Trends in Age Specific Fertility Rates from Europe and North America,“ *Population Studies* 44:287–315.
8. Frejka, Tomas, and Jean-Paul Sardon (2004). *Childbearing Trends and Prospects in Low-Fertility Countries: A Cohort Analysis*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
9. Frejka, Tomas, and Jean-Paul Sardon (2005). „The Direction of Contemporary Fertility Trends in the Developed Countries: Further Decline, Plateau or Upswing?“ *Proceedings of the XXV IUSSP International Conference*, Tours, France.
10. Frejka, Tomas, and Jean-Paul Sardon (2006). „First Birth Trends in Developed Countries: A Cohort Analysis,“ *Max Planck Institute for Demographic Research Working Paper*, WP-2006-14.
11. Frejka, Tomas, and Jean-Paul Sardon (2007). *Cohort birth Order, Parity Ratio and Parity Distribution in Developed Countries*. *Demographic Research*, Max Planck Institute for Demographic Research, Vol. 16, Article 11, Pages 315-374, 27 April 2007.
12. Hajnal, J. (1947). „The Analysis of Birth Statistics in the Light of the Recent International Recovery of the Birth-Rate“, *Population Studies* 1: 137-164.
13. Henry, L. (1980). *Fertility of Marriages: A New Method of Measurement*, *Population Studies Translation Series*, No. 3. New York: United Nations. Originally published 1953.

14. Keilman, N. 1994. „Translation Formulae for Non-Repeatable Events.” *Population Studies* 48:341–57.
15. Keilman, N. (2000). *Demographic Translation: from Period to Cohort Perspective and Back*. Memorandum, № 6/2000, Department of Economics, University of Oslo.
16. Keyfitz, N. (1985). *Applied Mathematical Demography*. 2nd. ed., New York: Springer-Verlag.
17. Kim, Y. J. and R. Schoen (2000). On the Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts-Feeney adjustment. *Population and Development Review* 26(3). 554–559.
18. Kohler, H.-P. and D. Philipov (2001). Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula. *Demography* 38(1). 1–16.
19. Kohler, H.-P. and J. A. Ortega (2002-a). Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility. *Max Planck Institute for Demographic Research, Vo 6(6)*. 91–144.
20. Kohler, H.-P. and J. A. Ortega (2002-6). Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures: Assessing the Implications of Delayed Childbearing for Cohort Fertility in Sweden, the Netherlands and Spain. *Max Planck Institute for Demographic Research Vo 16(7)*. 145–190.
21. Kohler, Hans-Peter, Filipov, Dimitur. Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula. *Demography – Volume 38, Number 1, February 2001*, pp. 1-16.
22. Leguina, J. 1976. *Fundamentos de Demografía*. 2nd. Ed. Madrid: Siglo XXI.
23. Ni Bhrolchain, M. 1992. „Period paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility”, *Population and Development Review* 18: 599-629.
24. Ortega, J. A. and H.-P. Kohler (2002-6). A New Look at Period Fertility: A Decomposition of the Effects of Parity Distribution, Tempo Distortions and Fertility on the Period TFR. Mimeo, Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany.
25. Pressat, R. (1969). *Interprétation des Variations à Court Terme du Taux de Natalité*, *Population*, 24 (1). 47-56.
26. Preston, S., P. Heuveline, M. Guilord (2001) *Demography: Measuring and Modeling Population Process*. Blackwell publishers.
27. Pullum, T.W. (1980). „Separating Age, Period and Cohort Effects in White U.S. Fertility, 1920-70.” *Social Science Research* 9: 225-44.
28. Ryder, N. (1956). Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility. *Milbank Memorial Fund Quarterly* 34:5-21.
29. Ryder, Norman B. (1960) „The Structure and Tempo of Current Fertility,” in *Universities-Demographic and Economic Change in Developed Countries* (Princeton: Princeton University Press). 117-136.
30. Ryder, Norman B. (1964). „The Process of Demographic Translation,” *Demography* 1: 74-82.
31. Ryder, Norman B. (1980). „Components of temporal variations in American fertility,” in R. W. Hiorns (ed.). *Demographic Patterns in Developed Societies*. London: Taylor & Francis, pp. 15–54.
32. Ryder, Norman B. (1983). „Cohort and Period Measures of Changing Fertility,” in Rodolfo A. Bulatao and Ronald D. Lee (eds.). *Determinants*

of Fertility in Developing Countries. New York: Academic Press, Vol. 2, pp. 737-756.

33. Van Imhoff, Evert, Keilman, N. 2000. On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment. *Population and Development Review* 26 (3): 549-553 (September 2000).

34. Welpton, Pascal, K. (1945). „Effect of Increased Birth Rate on Future Population.” *American Journal of Public Health* 35: 326-333.

35. Welpton, Pascal, K. (1954). *Cohort fertility: Native White Women in the United States*, Princeton, NJ: Princeton University Press. [Reissued 1973, Port Washington, NY: Kennikat Press.].

36. Zeng Yi and K. Land. (1999). „Ryder’s Basic Translation Equation Revisited and an Adjustment for Bias in Observed Changes in Period Tempo of Demographic Events.” Center for Demographic Studies, Duke University, Durham, NC. Unpublished manuscript. **VIA**