Värdet på ett statistiskt liv i Vägverkets planering

Draft 15/4/99

Prof Chuan-Zhong Li Högskolan Dalarna
Gunnar Lindberg VTI

Vägverket tillämpar idag ett värde på statistiskt liv (VOSL) som i prisnivå januari 1997 uppgår till 13 Mkr. För att uppdatera VOSL och andra riskrelaterade värderingar har Vägverket gett Ulf Persson et.al. i uppdrag att genomföra en ny betalningsvilje studie. Resultaten från denna undersökning redovisas i Ulf Persson et.al. (1998).

Det har visat sig svårt att tolka resultaten från studien dels pga. frågetecken kring den metod som använts och dels genom den enorma spridning av skattningen av VOSL. Medelvärden på ett statistik liv från 35 Mkr till 796 Mkr presenteras.

Vägverket har bett oss genomföra ytterligare analyser av det material som tagits fram. I del I diskuterar vi resultaten från den ekonometriska skattningen och söker hitta en rimlig rekommendation. I del II redovisar vi den ekonometriska skattningen av betalningsviljan.

I korthet kan vi säga att;

- vi har skattat en modell som är elegant och intuitivt attraktiv
- sambandet med riskminskningens storlek är dock svagt då vi har en stor betalningsvilja för säkerhet i allmänhet
- det innebär att folk är beredda at betala betydande summor för trafiksäkerhet (12 miljarder per år)
- men de kan inte rangordna mellan olika små riskförändringar
- när vi då skattar ett värde på statistiskt liv får vi de stora variationerna Ulf Persson et.al brottats med
- vi tror oss dock kunna konstatera att betalningsviljan överstiger dagens riskvärdering
- men studien ger ingen ledning om vilket värde vi ska välja
- ur en diskussion om möjliga tolkningar finner vi att
- vi kan rekommendera en försiktig men ändock märkbar höjning uppemot 20 Mkr.
- Behovet av mer forskning är uppenbart

Innehållsförteckning

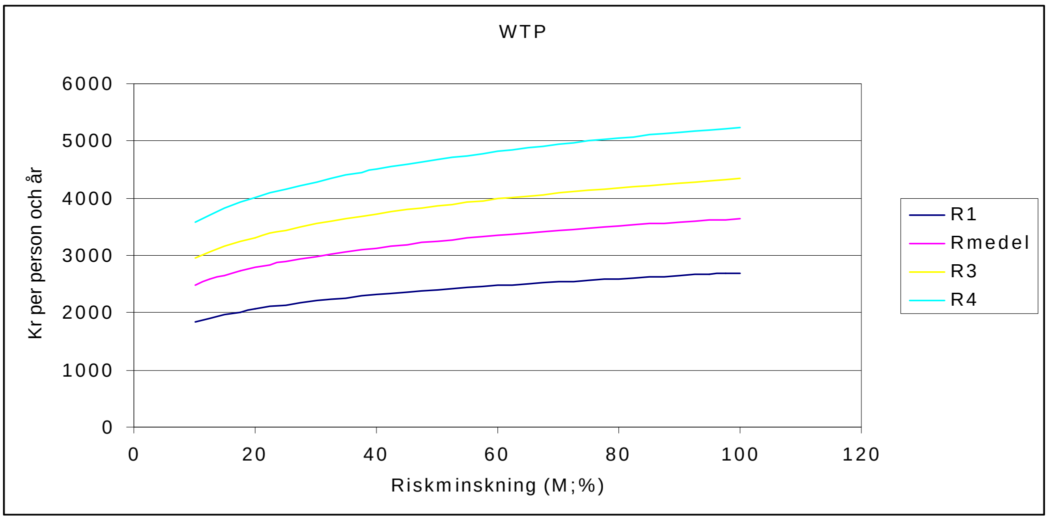
1 Del I – Sammanfattning och rekommendationer

1.1 Betalningsviljan per år.

Vi förväntar oss att betalningsviljan för en riskreduktion är beroende av initialrisken (R), riskminskningens storlek (M) och socio-ekonomiska variabler (S). En sådan funktion har skattats i del II där det visar sig att de socio-ekonomiska variablerna inte ger någon ökad förklaringsgrad. Medelvärdet av betalningsviljan kan uttryckas enligt ekv. 1 där R uttryckts i hundratusendelar och M i procent.

(1) $wtp = \exp(6.8484) R^{0.2068} (M)^{0.1665} \exp(1.4494^2 / 2)$

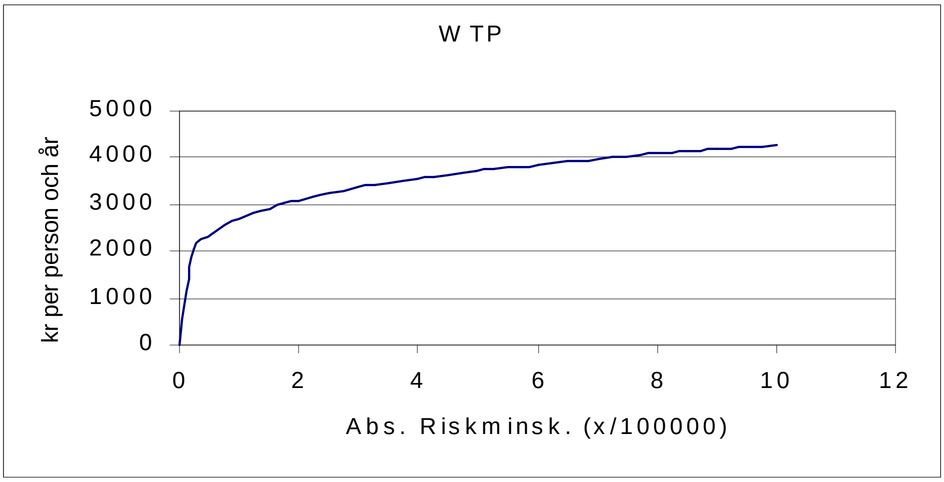
Inom intervallet med initialrisker från 1/100000 till 25/10000 erhålls WTP enligt figuren nedan. Medelvärdet på den subjektiva initialrisken är 4,3/100000 (se annex 1). Betalningsviljan sträcker sig från ca 1800 kr till 5200 kr per person och år.



Figur 1 Betalningsvilja per år vid olika initialrisker (R1=1/n,Rmedel 4,3/n; R3=10/n;R4=25/n där n=100000)

Parametrarna för R respektive M är inte signifikant skilda från varandra och vi kan därför inte förkasta hypotesen att de är lika. Låt oss sätta dem till 0.2. Vi kan då införa den absoluta riskminskningen N=R*M och skriva WTP som ekv. (2).

(2) $wtp = \exp(6.8484) N^{0.20} \exp(1.4494^2 / 2)$



Figur 2 Betalningsvilja per absolut riskminskning (enligt ekv 2.)

1.1.1 Tolkning

Som framgår av ekvationerna ovan så är sambandet mellan betalningsviljan och risk samt riskförändringar mycket svagt. Folk uppger en betalningsvilja på 2000 kr per år för minskad risk även om riskminskningen är försumbar. Tolkningen av dessa svar skulle kunna vara att

- *'trafiksäkerhet är viktigt och det är vi beredda att betala för'*
- *'vi kan avsätta mellan 2000 och 4000 kronor av hushållsbudgeten för att få ökad säkerhet'*
- *'men vi kan inte rangordna olika små riskminskningar'.*

Detta är naturligtvis inte ett helt okänt fenomen inom CVM litteraturen. Respondenten värderar mer än vad som frågas efter – istället för en liten riskminskning så värderar de trafiksäkerhet i allmänhet.

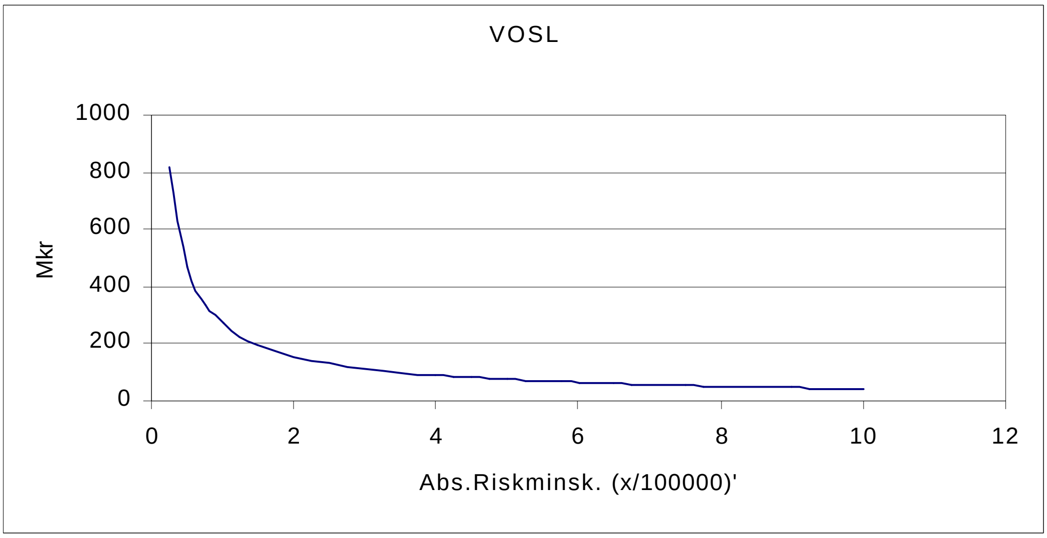
I den tidigare studien som Vägverket beställde (Person Cedervall 1991) fick samme respondent besvara frågan om tre olika nivåer på riskminskningen (Q17). Respondenten bör därför ha haft möjlighet att rangordna olika storlekar på riskminskningen och ett tydligt samband mellan WTP och riskminskningen borde då varit lättare att estimera. I den nya studien har varje respondent enbart fått att ta ställning till en nivå på riskminskningen (?).

1.2 Värdet på statistiskt liv.

Konsekvenserna av den stora 'fasta' komponent i betalningsviljan är att skattningarna av VOSL=WTP/N kommer att variera mycket. Värdet av VOSL kan betraktas som en stråle från origo i figur 2 och kan enkelt skrivas som ekv 3.

(3) $wtp = \exp(6.8484)N^{-0.80}\exp(1.4494^2/2)$

Allteftersom riskminskningen ökar sjunker VOSL. Vid en minskning på 0,25/100000 blir VOSL 817Mkr, vid 4,25/100000 sjunker VOSL till 85Mkr (vilket är 'noll-visionen' för medelinitialrisken)för att vid 10/100000 hamna kring 45 Mkr.



Figur 3 VOSL som en funktion av absolut riskminskning (enligt ekv. 3)

Återvänder vi till att nyttja ekvation (1) och begränsar andelen (5%) av hushållsinkomsten som spenderas på säkerhet kan vi skatta nedanstående matris med VSOL både som medelvärden och medianer (Mkr).

Tabell 1 VOSL som en funktion av initialrisk och relativ riskminskning (enligt ekv. 1)

R	M	10%	30%	50%	99%
1/100000	mean	1460	558	356	195
	median	628	249	162	91
2/100000	mean	813	310	197	108
	median	360	143	93	52
3/100000	mean	577	219	139	76
	median	260	103	67	37
4/100000	mean	451	171	109	59
	median	206	81	53	30
5/100000	mean	373	141	90	49
	median	172	68	44	25
10/100000	mean	206	78	49	27
	median	98	39	25	14

Noll-buden är här inte medräknade. Antar vi att dessa bud är verkliga bud bör vi skala ned resultaten ovan med 14%. Att göra någon korrigering för inkomsten verkar tveksamt när inget samband kan verifieras mellan inkomst och betalningsvilja.

Den stora spridning i VOSL vi finner kommer emellertid inte från olika värderingar av olika riskminskningar utan att den ’fasta’ värderingen för trafiksäkerhet i allmänhet slås ut på en större och större riskminskning ju högre initial risk respektive relativ riskminskning vi studerar. Att söka ett rimligt värde på VOSL ut tabellen ovan att använda i vägplaneringen måste därför betraktas som nonsens.

Resultaten säger istället;

- oberoende av vad ni gör för att öka säkerheten är vi beredda att betala ca 2000 kr
- ökar det säkerheten mer är vi beredda att betala lite till.

1.3 Rekommendationer

Av de vi redovisat ovan måste man dra slutsatsen att någon klar rekommendation om VOSL kan inte ges baserat på de material som presenterats från den genomförda undersökningen. Istället får vi föra en diskussion kring möjliga tolkningar av materialet…..

1.3.1 VOSL ska i alla fall inte sänkas

Det lägsta (medel) värdet på VOSL vi kan finna i tabell 1 är 27 Mkr vilket uppkommer vid initialrisken 10/100000 och riskminskningen 99%. I tabell 2 nedan redovisas värden på VOSL från Lindberg (1999) för absolut säkerhet i Örebro. Även om frågan gällde både svårt skadade och dödsfall kan en konservativ skattning vara att respondenten värderade dödsfall. Medelvärdet för en privat riskminskning (vilket motsvarar Persons et.al) uppgår till ca 24 Mkr.

Tabell 2Value of statistical life, private children and relative's (MSEK)

	Non-parametric	Bivariate	Multivariate
Public good	**12.3**	**13.0**	**12.0**
Private device	**24.1**	**26.2**	**24.6**
Children device	**39.2**	**36.6**	**34.8**
Household device	**14.4**	**17.4**	**18.4**
Relative's device 3	**8.0**	**15.1**	**17.4**
Relative's device 4	**14.6**	**18.8**	**15.9**

Source: Lindberg (1999)

Dessa resultat pekar på att VOSL i alla fall inte ska sänkas. Till detta kommer ju den diskussion om släktingar och vänner som finns i Lindberg (1999).

Median värdet i tabell 1 ligger dock på samma nivå som dagens VOSL liksom de värden Lindberg (1999) skattat för en riskminskning som tillhandahålls kollektivt. En viss försiktighet måste visas gentemot slutsatsen att en höjning är nödvändig.

1.3.2 Hur mycket högre?

i Hur stora resurser kan satsas på trafiksäkerhet

Den allmänna trenden i riskminskningen av dödsfallen under de senaste åren (1993-1997) är 3,9%. Med en initialrisk på 8/1000000 erhåller vi en absolut riskminskning på 0,31 och därmed en WTP på 2412 kr per år baserat på ekv (1). Utgår vi från den subjektiva medel initialrisken i undersökningen (4,3/100000) får vi den absoluta riskminskningen 0,17 och ett WTP på 2121 kr per år.

I Sverige finns ca 6,08 miljoner personer i åldersintervallet 18 till 74 år. Antar vi att de är beredda att betala 2000 kr per person och år erhåller vi den sammanlagda betalningsviljan 12.000

Mkr per år. Undersökningen kan alltså försvara en trafiksäkerhets budget kring 12 miljarder kronor.

Problemen är som tidigare att VOSL blir astronomiska (1269 Mkr respektive 776 Mkr) om vi utgår från den reduktion i dödsfall som blir följden av trenden.

Kände vi åtgärdskostnadskurvan för trafiksäkerhet (som inbegriper både privata och kollektiva åtgärder) skulle vi i princip kunna räkna fram ett skuggpris på VOSL som den nivå då 12 miljarder spenderats effektivt på reduktion. Ett sådant angreppssätt ger ingen förtroendegivande vägledning.

ii Väginvestering

I princip kan Vägverket använda ekvation (1) direkt. Utifrån de samband som finns i tex. EVA-modellen finner vi både initialrisken (R) och riskminskningen (M). I tabellen nedan har vi nyttjat EVA's samband på olycksrisk vilket omvandlats till årlig dödsfallsrisk på de olika vägtyperna förutsatt att bilisten enbart nyttjar dessa vägtyper för den årliga körsträckan. Härigenom får vi en årlig risk som denna bilist utsätter sig för. Ur ekv 1 har vi räknat fram WTP per person av att förändra hela sitt resande från 9m väg till de övriga vägtyperna respektive från 13m väg till motorväg.

Tabell 3 Betalningsviljan vid en väginvestering

	Accidents per 10^6 vkm	Fatalities per 10^6 vkm	Annual risk (R) X/100000	Risk reduction (M) (%)	WTP (kr per person och år)	Risk reduction (M) (%)	WTP (kr per person och år)
9m 90 km/h	0,32	0,011	11,0	0	-	-	-
13m 90km/h	0,28	0,010	9,6	-13	3128	0	-
MW all	0,23	0,008	7,9	-28	3483	-18	3229

Fatalities per PIA: 0.03434; Annual Distance per car 10000km

Liksom tidigare får vi en stora betalningsvilja bara Vägverket gör *något*; vad spelar mindre roll. Låt oss nyttja denna slutsats positivt och säga att med stor säkerhet kommer Vägverket att göra något för att höja trafiksäkerheten. Givet att de gör något med en viss storlek på riskminskningen kan vi fråga oss om vi kan prioritera mellan åtgärder som har olika stor riskminskning.

Överfört till tabellen ovan kan vi säga att Vägverket bestämt sig för att bredda en 9m väg. Bara beslutet att göra något (dvs 13m väg) ger betalningsviljan 3128 kr per år. För att satsa på en ytterligare säkrare väg (Mw) är man beredd att betala ytterligare 355 kronor per år. Denna ytterligare säkerhet (1,7/100000) kan användas för att beräkna ett VOSL vilket blir 20,9 Mkr.

Detta värde på ca 20Mkr skulle kunna användas för att prioritera trafiksäkerhet mellan åtgärder.

Talar vi istället om att investera i 100km ny väg (dvs 1/100 av individens resande) erhåller vi följande riskminskningar och WTP per person och år.

Tabell 4 Betalningsviljan vid en väginvestering

	Risk reduction (%)	WTP(kr per person)	Risk reduction (%)	WTP(kr per person)

9m 90 km/h	**0,000**			
13m 90km/h	**-0,125**	**1453**		
MW all speed	**-0,281**	**1663**	**-0,179**	**1500**

Vi kommer nu ner i så små riskminskningar att vi hamnar i den ’branta’ delen av betalningsvilje kurvan. Att satsa på en ytterligare säkrare väg ger betalningsviljan 210 kr vilket ger de astronomiska VOSL på 1.235 Mkr.

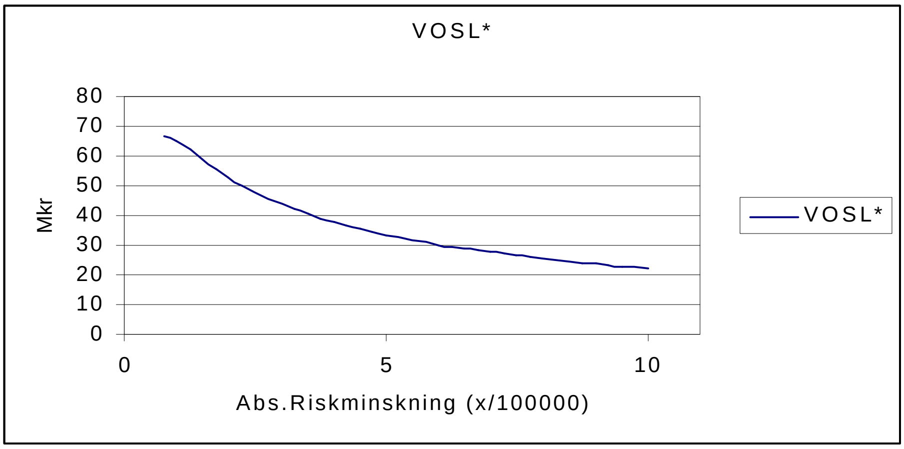
iii Vad innebär det gällande värdet?

Med det gällande värdet på 13Mkr för VOSL kan vi räkna ut betalningsviljorna i tabell 3 ovan. För att gå från 9m till 13m erhåller vi en årlig betalningsvilja på 182kr per person och år. För att gå från 9m till motorväg 403 kr och den extra betalningsviljan för att gå från 13m till Mw blir 221 kr per person och år. För den ytterligare säkerheten har vi enbetalningsvilja som är (221/355) ca 60% av den vi erhåller med den nya studien. En ökning av dagens VOSL med 50% är möjligt.

iv Intercept

Tar vi fasta på diskussionen ovan kan vi tänka oss att vi inför ett 'intercept' för allmän trafiksäkerhet som inte kan nyttjas för avvägning på marginalen av TS-åtgärderna.

Antag att vi kan dela upp betalningsviljan i en del för allmän trafiksäkerhet på 2000 kr per person och år och dels en riskberoende komponent. Istället för att skatta VOSL från origo utgår vi från riskminskningen 0,25/100000 vid betalningsviljan 2000 kr i figur 2. Med en sådan kreativ ansats erhålls VOSL enligt figur 4.



Figur 4 VOSL exklusive en 'fast komponent' på 2000 kr per person och år.

Vi mycket stora riskminskningar (som inte får vara större än initialrisken) faller VSOL ner kring drygt 20 Mkr.

v Slutsats

Några klara slutsatser kan vi inte dra. Vi tror oss veta att VOSL bör höjas. Med tanke på de metodproblem vi står inför och att Ulf Persson et.al. har mer material att analysera verkar det klokt att rekommendera en försiktig ansats. En sådan försiktig höjningen är uppemot 20 Mkr.

Tar vi nollbudgivarna som sanna bud kan vi justera ned detta ytterligare med 14%. Väljer vi medianen kommer vi i närheten av dagens värde. Detta verkar dock inte överensstämma med slutsatsen att folk är villiga att avstå ett betydande konsumtionsutrymme för trafiksäkerhet. Att både välja en försiktig ingångsansats och justera värdet nedan verkar vara både hängslen och livrem.

Avslutningsfrasen att ’mer forskning behövs’ verkar denna gång vara mer befogad än vanligt.

2 Del II – Ekonometriska skattningar

2.1 On the valuation of traffic safety improvement

The data set from a contingent valuation survey consists of 813 observation each with a vector of variables, namely, the initial risk, proposed risk reduction, and the willingness-to-pay (wtp) for such a change, as well as other socioeconomic variables. The objective is to estimate a valuation function that relates the willingness-to-pay and the other explanatory variables. We have noticed that there are about 14% of zero wtp values even if the initial risk and the proposed risk reduction are positive. These may be characterized as protest bids or as true zero bidders. In the data analysis, we leave these out and propose ways to take them into account later. Compared to the report by Persson et. al., the differences are: 1. We use the original individual data instead of the group-wise median values for regression analysis. 2. We have a theory and a consistent econometric model (a logarithmic model) which predict a zero wtp with zero initial risk and/or a zero risk reduction. Compared to the linear or quadratic model in Persson et. al., there is no intercept effect here (with an intercept, a zero change in risk implies a positive wtp). 3. Our model here predicts that for a given absolute risk reduction, the wtp value depends on the initial risk level, the higher the initial risk, the larger the wtp for a give reduction in the risk. 4. We have developed explicit formulas for overall mean and median, truncated mean and median valuation functions. 5. There are some other differences.

2.2 Theory

It has been said that nothing is more practical than a good theory. A good theory may predict some qualitative properties on the valuation functional form and thus help us to determine the econometric model for empirical estimations. Here, we consider a utility function $u = u(y, s)$, where y denotes money income and s traffic safety, and we assume that the function increases in both y and s but with decreasing rates. For a proposed improvement in safety from s^0 to s^1, or equivalently a corresponding risk reduction , an individual's wtp, in terms of the Hicksian compensating variation measure cv, is defined by $u(y - cv, s^1) = u(y, s^0)$. From this, we can derive

$$d(cv)/ds^0 = -(\partial u/\partial s^0)/(\partial u/\partial y) < 0$$

and

$$d(cv)/ds^1 = (\partial u/\partial s^1)/(\partial u/\partial y) > 0$$

The first formula says that the marginal willingness-to-pay for a risk reduction decreases in the initial safety level, or increases in the initial risk level. The more the initial risk is the more people would value a risk reduction. The second formula can be interpreted as that the more we improve traffic safety (reduce the risk) from any initial level the more people would be willing to pay for it as expected. We keep these properties in mind and will now try to formulate the econometric model.

2.3 The econometric model without socioeconomic variables

We begin with a model without any complications from the socioeconomic variables. We consider the following two candidate models, i.e.

the logarithmic model: $\ln(wtp) = a + b\ \ln(R) + g\ \ln(M) + e$
and the linear model: $wtp = a + bR + gM + e$

where R and M denote the initial risk (being 1,2, etc. implying a risk 1/100,000 and 2/100,000,...) and a proposed risk reduction (0.10, 0.30, 0.50, 0.99 for 10, 30, 50 and 99 percent), a, b, g are parameters, and e is a stochastic component.

To determine which of the two models should be used, we first run a Box-Cox regression with

$$\frac{wtp^{l}-1}{l} = a + b\,\frac{R^{l}-1}{l} + g\,\frac{M^{l}-1}{l} + e$$

where l is a parameter. For $l = 1$ the model reduces to the simple linear one and for $l = 0$ it can be shown using the L' Hospital's formula that the model reduces to the logarithmic model above.

Using the data set, we estimated the Box-Cox model as shown below:

```
+-----------------------------------------------------------------------+
| Box-Cox Nonlinear Regression Model                                    |
| Maximum likelihood estimator       Heteroscedasticity:W(i) = ONE      |
| Number of iterations completed =  10                                  |
| Dep. var. = WTP      Mean=   2890.234940    , S.D.=   8019.908157     |
| Model size: Observations =     581, Parameters =   3, Deg.Fr.=    578 |
| Residuals:  Sum of squares= 2404.044479    , Std.Dev.=        2.03415 |
| Fit:        R-squared= 1.000000, Adjusted R-squared =         1.00000 |
|             (Note:  Not using OLS.  R-squared is not bounded in [0,1] |
| Model test: F[  2,    578] =********,    Prob value =          .00000 |
| Diagnostic: Log-L =  -1236.9589, Restricted(b=0) Log-L =   -6046.9083 |
|             LogAmemiyaPrCrt.=    1.425, Akaike Info. Crt.=      4.268 |
| Transformations: RHS = Lambda  , LHS = Lambda                         |
| Elasticities have been kept in matrix EPSILON                         |
| Log-likelihood accounting for the LHS transformation   =  -5046.71808 |
+-----------------------------------------------------------------------+
+---------+--------------+----------------+--------+---------+----------+
|Variable  |  Coefficient   |  Standard  Error  |b/St.Er.|P[|Z|>z]  |
Mean of X|
+---------+--------------+----------------+--------+---------+---
-------+
           Variables transformed by LAMBDA =     .05117
 RISK       .2597606341        .97376593E-01      2.668    .0076
4.4333046
 RISKM    .2540327963      .14230100        1.785   .0742  .41597246
         Variables that were not transformed
 Constant  8.312538502      .61977660       13.412   .0000
         Variance and transformation parameters
 Lambda   .5116738212E-01  .18018118E-01    2.840   .0045
```
Note: Risk = R and Riskm = M.

It is seen that the estimated l value is about 0.051, close enough to zero than to 1.0, so we prefer the logarithmic model to the linear one. Concerning the choice between a general Box-Cox model estimate and the logarithmic model, we consider to use the logarithmic model because of its theoretical elegance and operational convenience.

The estimated logarithmic model is shown as the following:

```
+-----------------------------------------------------------------------+
| Ordinary    least squares regression    Weighting variable = none     |
| Dep. var. = LOGWTP   Mean=   6.906029061    , S.D.=   1.460870471     |
| Model size: Observations =      581, Parameters =   3, Deg.Fr.=    578 |
| Residuals:  Sum of squares= 1214.167864     , Std.Dev.=        1.44936 |
| Fit:        R-squared=  .019094, Adjusted R-squared =          .01570 |
| Model test: F[  2,    578] =    5.63,     Prob value =          .00380 |
| Diagnostic: Log-L =  -1038.5202, Restricted(b=0) Log-L =   -1044.1207 |
|             LogAmemiyaPrCrt.=     .747, Akaike Info. Crt.=      3.585 |
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =   1.84869,    Rho =       .07566 |
+-----------------------------------------------------------------------+
+---------+--------------+----------------+--------+---------+----------+
|Variable | Coefficient  | Standard Error |b/St.Er.|P[|Z|>z] | Mean of X|
+---------+--------------+----------------+--------+---------+----------+
 Constant  6.848361300      .13884846       49.323   .0000
 LOG(RISK) .2068255346      .71301864E-01    2.901   .0037  1.1459076
 LOG(RISKM).1665109348      .91620303E-01    1.817   .0692 -1.0770176
Note: Risk = R and Riskm = M.
```

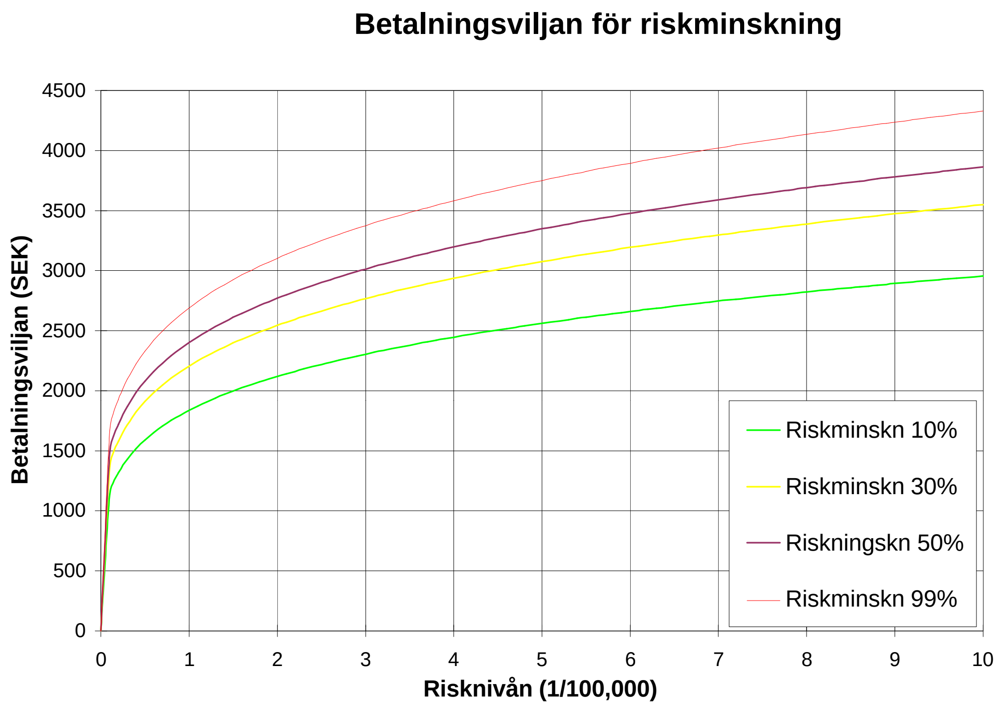
From the estimation result above, we have the log-valuation model as

$$\ln(wtp) = 6.8484 + 0.2068\ln(R) + 0.1665\ln(M) + e \quad with\ e \sim N(0,1.4494^2)$$

The overall mean willingness-to-pay function then becomes

$$wtp = \exp(6.8484)R^{0.2068}(M)^{0.1665}\exp(1.4494^2/2)$$

which is illustrated in the following figures. Note that at either R=0 or M=0, the wtp value is identically zero with no intercepts, consistent with the theory..

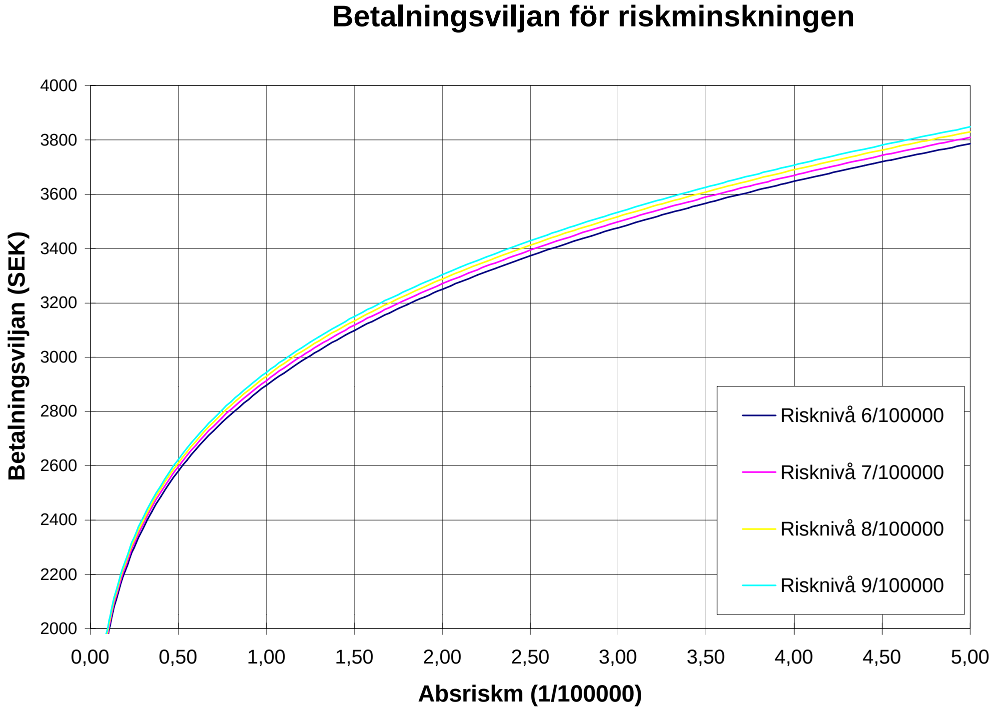


From the figure, we can see that people's valuation for a certain improvement in traffic safety increases in the initial risk levels. For any given initial risk level, the wtp values increase from lower to higher risk reduction percents.

In the formula $wtp = \exp(6.8484)R^{0.2068}(M)^{0.1665}\exp(1.4494^2/2)$, the variable M is a relative measure being the percentage change in the initial risk level. In certain cases, the absolute risk reduction may be of interest. Let N=RM be the absolute risk reduction, then the valuation formula can be written as

$$wtp = \exp(6.8484)R^{0.2068-0.1665}(N)^{0.1665}\exp(1.4494^2/2)$$

In the next figure, we illustrate the relationship between wtp and the absolute risk reduction from 0/100,000 to 5/100,000 conditional on initial risk levels 6/100,000 to 9/100,000. A caution when using the above formula: the absolute risk reduction should never exceed the initial risk level as the risk level cannot be negative.



This figure depicts the relationship between the wtp values and the absolute reduction in risk (from 1 to 5 of 100,000) conditional on four different initial risk levels (6,7,8,9 of 100,000). For visual pleasure we omit the part of the curves close to zero but they are there (very steep!).

For comparison purpose, we produce a similar table as Persson et. al. (1998) based on the overall (untruncated) valuation formula $wtp = \exp(6.8484)R^{0.2068}(M)^{0.1665}\exp(1.4494^2/2)$.

Risk nivå		Riskminskning 10%	30%	50%	99%
1/n	Medelvärde (kr)	1835.88	2204.40	2400.10	2689.23
	Median (kr)	642.24	771.15	839.62	940.76
	Riskvärde (Mkr)	1835.88	734.80	480.02	271.64
2/n	Medelvärde (kr)	2118.87	2544.19	2770.07	3103.76
	Median (kr)	741.23	890.02	969.04	1085.77
	Riskvärde (Mkr)	1059.44	424.03	277.01	156.76
3/n	Medelvärde (kr)	2304.22	2766.75	3012.39	3375.27
	Median (kr)	806.08	967.88	1053.81	1180.75
	Riskvärde (Mkr)	768.07	307.42	200.83	113.65
4/n	Medelvärde (kr)	2445.49	2936.37	3197.06	3582.20
	Median (kr)	855.49	1027.22	1118.41	1253.14
	Riskvärde (Mkr)	611.37	244.70	159.85	90.46
5/n	Medelvärde (kr)	2560.99	3075.07	3348.07	3751.40
	Median (kr)	895.90	1075.74	1171.24	1312.33
	Riskvärde (Mkr)	512.20	205	133.92	75.79
10/n	Medelvärde (kr)	2955.76	3549.08	3864.17	4329.66
	Median (kr)	1034	1241.56	1351.78	1514.62
	Riskvärde (Mkr)	295.58	118.30	77.28	43.73

* n = 100,000; Important: all the values for ”riskvärde” are caculated using the mean wtp. If one wants the median-based riskvärde, one has to calculate it by dividing the median with the absolute risk. A shortcut: calculate the ratio between median and mean and multiply it with the riskvärde in the table.

Note that the numbers in the table has the expected trends with no fluctuations as the segmentation case.

In Persson et. al., the wtp value estimate was truncated from above at the 5% of the annual household income. We found from the data set that the average annual household income is SEK329835. Let the truncation point be b=0.05*329835, then the truncated wtp based on the log-model becomes

$$E(wtp \mid wtp < b) = \exp(m + s^2)\Phi[(\ln(b) - m - s^2)/s]/\Phi[(\ln(b) - m)/s]$$

where $m = a + b\ln(R) + g\ln(M)$ is the systematic part of the log-wtp function and Φ denote the cdf of a standard normal variable. The truncated median becomes

$$M(wtp \mid wtp < b) = \exp[m + s\Phi^{-1}(0.5 * \Phi((\ln(b) - m)/s))]$$

The following table report the truncated values:

Risk nivå		Riskminskning 10%	30%	50%	99%
1/n	Medelvärde (kr)	1459.94	1674.74	1781.54	1931.04
	Medianvärde (kr)	627.76	747.31	809.67	900.51
	Riskvärde (Mkr)	1459.94	558.25	356.31	195.05
2/n	Medelvärde (kr)	1626.57	1857.23	1971.23	2130.26
	Medianvärde (kr)	719.78	855.12	925.57	1027.65
	Riskvärde (Mkr)	813.28	309.54	197.12	107.59
3/n	Medelvärde (kr)	1729.79	1969.60	2087.72	2252.11
	Medianvärde (kr)	779.25	924.54	999.99	1109.12
	Riskvärde (Mkr)	576.60	218.84	139.18	75.83
4/n	Medelvärde (kr)	1805.60	2051.81	2172.81	2340.90
	Medianvärde (kr)	824.09	976.75	1055.88	1170.18
	Riskvärde (Mkr)	451.40	170.98	108.64	59.11
5/n	Medelvärde (kr)	1865.89	2116.94	2240.19	2411.01
	Medianvärde (kr)	860.41	1019.05	1101.02	1219.53
	Riskvärde (Mkr)	373.18	141.13	89.61	48.71
10/n	Medelvärde (kr)	2061.02	2326.92	2456.62	2635.82
	Medianvärde (kr)	982.69	1160.46	1252.05	1383.67
	Riskvärde (Mkr)	206.10	77.56	49.13	26.62

* n = 100,000; Important: all the values for ”riskvärde” are caculated using the mean wtp. If one wants the median-based riskvärde, one has to calculate it by dividing the median with the absolute risk. A shortcut: calculate the ratio between median and mean and multiply it with the riskvärde in the table. For example: for the initial risk 10/100,000 and a 30% reduction, the ratio between the median and the mean is 1160.46/2326.92= 0.498711, then the median-based riskvärde (vosl) becomes 0.498711* 77.56=38.63 Mkr.

Note that for both the overall and the truncated values we have not taken the zero bidders with (wtp=0) into account. If there are really protest bidders who have on average the same wtp as the rest of the population then the above results are still valid. If they really have a zero valuation for any improvement in traffic safety (14% or so), then we need to scale down all the estimates above by the same percent. For the 10/100,000 initial risk and 30% reduction case, if we scale the median-based riskvärde (vosl), then it becomes 33.22 Mkr. If we scale it down further as Persson et. al. for the income difference between the sample and the population by 0.92, then it becomes 30.56 Mkr. Still larger than the proposed value in Persson et. at. Being 21.? Mkr. The difference may be due to that they used a linear model between wtp and absolute risk and the theoretically unjustified intercept. There have been much discussions in the literature about the mean and the medain: the former is a theoretically correct one for CB analysis while the latter can be more robustically estimated by statistical models. When considering possible survey biases, the median can be used as a conservative measure for CB analysis.

2.4 Applications

From the formulas for overall and truncated wtp estimations, we can calculate in principle the wtp or vosl for any given initial risk and any improvement in traffic safety. The figures and tables above are simply illustrations. If we have a 9m road with a known risk level 5/100000, and a proposed widening to ?m can reduce the risk by 56%, then we can calculate the mean and median wtp using the formulas and in turn the vosl. Whether to undertake the road widening project would then depend on the aggregated benefit and the total cost. One thing is clear here: the road with highest initial risk should receive a priority for improvement since people’s valuation for a risk reduction there is higher (figure 1) than a better road with lower risks. As the valuation is a concave function of risk reduction, it may be better to improve the overall road standards rather than to greatly improve some roads and let the other to go much worse. I agree with Gunnar (the emails) that the wtp values can be used by VV for cost-benefit analysis without any information on the vosl though the latter may serve as a simple statistic for informal discussions.

There are some issues remain to be resolved. First, any person may travel on various types of roads. If the investment decision for road improvement concerns many possible roads, then some kinds of weighted wtp measures may be needed. Second, the initial risk is subjectively given by respondents so that further studies on the calibration function between subjective and objective risks may be useful. In mathematical statistics, there has been a rapid development on the treatment of measurement error models with the statistical calibration theory and methods.

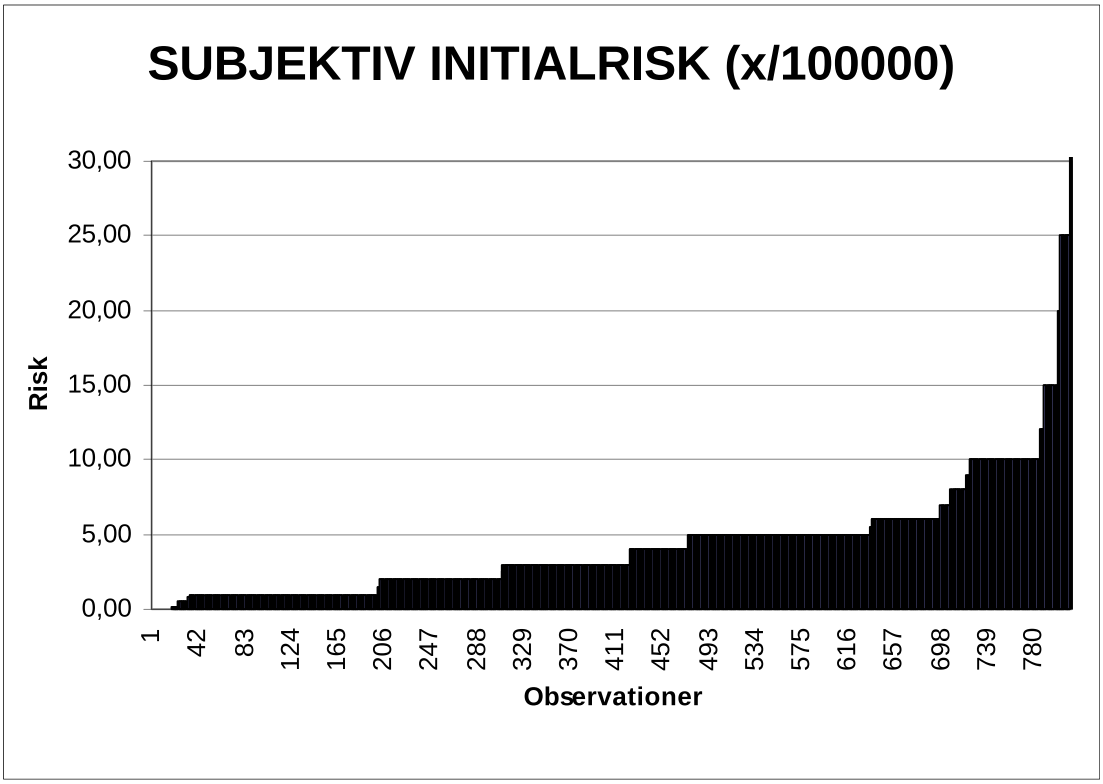
2.5 A model with socioeconomic variables

We tried $\ln(wtp) = a + b\ln(R) + g\ln(M) + xq + e$ where x is a vector of other variables such as age, sex, income, education, and miles driven, as well as the log-value of them, and q is a vector of corresponding parameters. This extended model, however, does not improve the basic model in any meaningful way. Most of the parameters are not significant and some are difficult to interpret based on theory probably due to a strong correlation between the covariates.

For application purposes, if the characteristics of a target population do not differ much from the sample, then there is no need to correct for the representativeness. Therefore, the basic model suffices for the purpose of value predictions and cost-benefit analysis (with no equity consideration). Even if we include the socioeconomic variables, after all the averaging exercises, the final results would be rather similar. Anyhow, the estimated model is here as shown below. Compared to Persson's study, we do not have the accident experience variable since it was not included in the available data set (this is not essential). Various combinations are tested but no better. The basic model should be really ok!

```
+-----------------------------------------------------------------------+
| Ordinary    least squares regression    Weighting variable = none     |
| Dep. var. = LOGWTP   Mean=   6.895488233    , S.D.=   1.442809485     |
| Model size: Observations =     553, Parameters =  11, Deg.Fr.=    542 |
| Residuals:  Sum of squares= 1092.021534    , Std.Dev.=        1.41944 |
| Fit:        R-squared=  .049671, Adjusted R-squared =          .03214 |
| Model test: F[ 10,    542] =    2.83,    Prob value =          .00193 |
| Diagnostic: Log-L =   -972.8113, Restricted(b=0) Log-L =    -986.8981 |
|             LogAmemiyaPrCrt.=     .720, Akaike Info. Crt.=      3.558 |
| Autocorrel: Durbin-Watson Statistic =   1.91176,   Rho =       .04412 |
+-----------------------------------------------------------------------+
+---------+-------------+---------------+--------+---------+----------+
|Variable | Coefficient  | Standard Error |b/St.Er.|P[|Z|>z] | Mean of X|
+---------+-------------+---------------+--------+---------+----------+
 Constant  3.354521415      1.8033024       1.860   .0629
 LOG(RISK)   .7127209750      .87614467        .813   .4159  1.1398656
 LOG(RISKM)  .2266937189      .93931972E-01    2.413   .0158 -1.0726756
 SEX       .8909755712E-01  .13149860        .678   .4981  .57504521
 LOG(AGE)    .2176925203      .20244959        1.075   .2822  3.7267856
 HCAR      .2516409406      .23517014       1.070   .2846  .90415913
 EDU1      .3213117617      .18113087       1.774   .0761  .43218807
 EDU2      .3283145870      .18225748       1.801   .0716  .35985533
 LOG(MILE)   .3060588926      .17673501        1.732   .0833  7.0992486
 LOG(INC)    .2944402207E-02  .11047087         .027   .9787  11.770366
 Ln(R)ln(M) -.7150204699E-01  .12189897        -.587   .5575  8.1505373
```

......


SUBJEKTIV INITIALRISK (x/100000)
30,00
25,00
20,00
15,00
10,00
5,00
0,00
Risk
1
42
83
124
165
206
247
288
329
370
411
452
493
534
575
616
657
698
739
780
Observationer

Appendix. The limdep codes:

```
reset$
read; nobs=813; nvar=15 ; file=vv.dat;
names = ind, grp,kon,ald, tbil, bilar, mil, riskm, risk, wtp,
utb, ink, nink, nybil, ikk$

reject; wtp<0$

create; if (wtp=0 & risk>0) w=1; (else) w=0$
create; if (risk=0) w2=1; (else) w2=0$
dstat;rhs=w,w2$

reject; wtp=0$
reject; risk=0$

create; if (kon=1) sex=1; (else) sex=0$
create; if (tbil=1) hcar=1; (else) hcar=0$
create; if (utb=2) edu1=1; (else) edu1=0$
create; if (utb=3) edu2=1; (else) edu2=0$
create; age=ald; mile=mil; inc=ikk$

regress; lhs=log(wtp); rhs=one, log(risk), log(riskm)$
regress; lhs=wtp; rhs=one, risk, riskm$

boxcox  ; Lhs = wtp; Rhs = risk, riskm;rh2=one; Lambda = 0,1;
pts=100;model=3$
boxcox  ; Lhs = wtp; Rhs = risk, riskm;rh2=one; Lambda = 0.01;
mle;model=3$

regress; lhs=log(wtp); rhs=one, log(risk), log(riskm), sex,
log(age),
         hcar, edu1, edu2,log(mile), log(inc), lmr$

plot; lhs=log(risk); rhs=log(wtp); grid; regression$
plot; lhs=log(riskm); rhs=log(wtp); grid; regression$
```

The pascal program for calculating the overall mean, median wtp and the vosl values:

```
program vv;
  var alfa, beta, gamma, sig, konst : real;
      i, j : integer;
      riskm, abriskm, wtp, mwtp, vosl, lnwtp : array (.1..4.) of real;
      risk : array (.1..6.) of real;
      res : text;
begin
  assign(res,'res.dat');
  rewrite(res);
  alfa := 6.848361;
  beta := 0.206826;
  gamma := 0.166511;
```

```
  sig := 1.44936;
  beta := beta-gamma;
  konst := exp(sig*sig/2.0);
  riskm(.1.) := 0.10;
  riskm(.2.) := 0.30;
  riskm(.3.) := 0.50;
  riskm(.4.) := 0.99;
  risk(.1.) := 1;
  risk(.2.) := 2;
  risk(.3.) := 3;
  risk(.4.) := 4;
  risk(.5.) := 5;
  risk(.6.) := 10;
  for i := 1 to 6 do begin
     for j := 1 to 4 do begin
        abriskm(.j.) := risk(.i.)*riskm(.j.);
        lnwtp(.j.) := alfa + beta*ln(risk(.i.)) + gamma*ln(abriskm(.j.));
        wtp(.j.) := konst*exp(lnwtp(.j.));
        mwtp(.j.) := exp(lnwtp(.j.));
        vosl(.j.) := wtp(.j.)/abriskm(.j.)/10.0;
     end;
     write(res,risk(.i.):6:2);
     for j := 1 to 4 do
       write(res,wtp(.j.):10:2);
     writeln(res);
     write(res,'      ');
     for j := 1 to 4 do
       write(res,mwtp(.j.):10:2);
     writeln(res);
     write(res,'      ');
     for j := 1 to 4 do
       write(res,vosl(.j.):10:2);
     writeln(res);

  end;
  close(res);
end.
```