



Psykosociala insatser för att förebygga och minska gängkriminalitet bland barn och unga vuxna/ Psychosocial interventions preventing gang-related crime among children and young adults under the age of 30, rapport 369 (2023)

Bilaga 7 Statistiska avvägningar, alternativa analyser samt Funnel plots.

Innehållsförteckning

Rapport rörande Focused deterrence	2
Rapport rörande Drug market intervention	17
Rapport rörande medling	25
Rapport rörande Kriminalvård.....	31
Referenser (samma numrering som i rapporten).....	39

Rapport rörande Focused deterrence

Detta är en sammanfattning av analyserna gjorda avseende Focused deterrence.

Metod

De flesta studier mäter incidensen av skjutningar eller liknande före respektive efter interventionen. Det finns dock lite olika sätt att mäta effekten av interventionen. De flesta studier använder någon statistisk modell med interrupted time-series. Men det finns olika modeller att välja mellan och olika sätt att presentera resultaten. Vissa artiklar presenterar regressionskoefficienter medan andra bara presenterar *incidens rate ratios*.

Vi vill också få en uppfattning om osäkerheten i resultaten. Detta mäts oftast med hjälp av måttet standard error vilket visar osäkerheten i den skattade parametern (t.ex. regressionskoefficienten). För att göra metaanalysen behöver vi få alla studierna formulerade i termer av samma parameter så att det kan göras en gemensam skattning.

En bra beskrivning av hur man kan beräkna konfidensintervall för IRR finns på *Statas* hemsida¹.

Det finns i princip två sätt. Antingen gör man först ett konfidensintervall för regressionsparametern och sedan transformerar man om dess nedre och övre gräns till ett intervall för IRR. Eller så räknar man ut ett SE för IRR och använder sedan normalfördelningsapproximation. Asymptotisk ger dessa två metoder samma svar. Men då för mindre stickprov så bör intervallet för IRR inte vara symmetriskt varför metoden att gå via regressionsparametern är att föredra.

I vissa artiklar ges regressionskoefficienterna samt deras standard error. Vissa ger IRR och deras standard error. Enligt *delta metoden* ser relationen mellan standard error för de två olika presentationerna ut så här:

$$SE_{IRR} = IRR \cdot SE_{beta}$$

Flera artiklar har bara angett procentvärden eller antal skjutningar per 100 000 invånare. För dessa har flera beräkningar behövt göras för att erhålla jämförbara resultat. För varje studie har fyra mått härletts:

- IRR
- SE(IRR)
- Regressionskoefficient
- SE(regressionskoefficient)

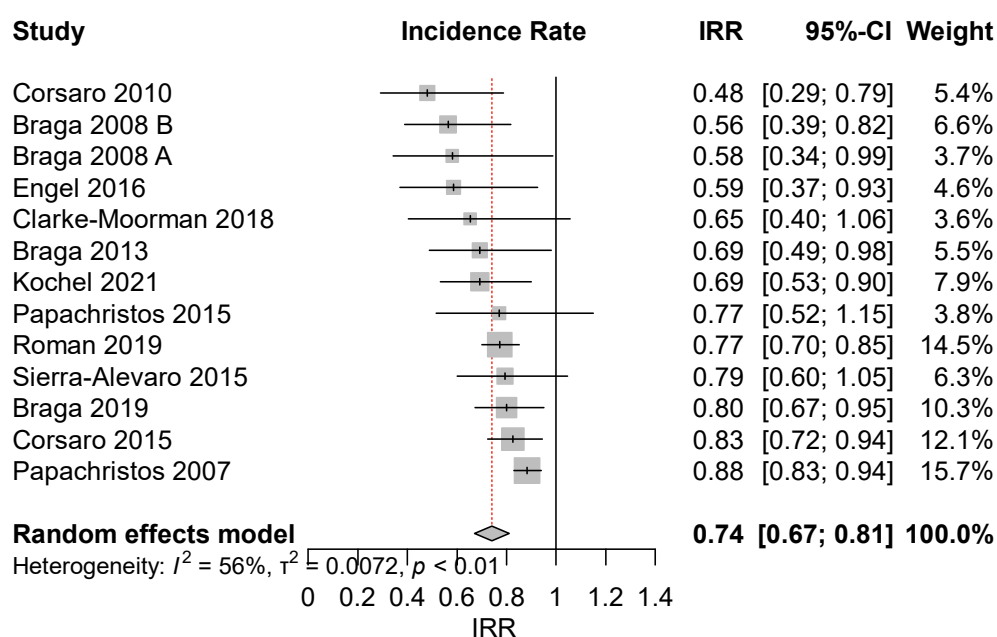
¹ <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/delta-rule/>

Resultat

Det mått som använts är incidence rate ratio, IRR. Det mäter hur mycket lägre (eller högre) incidensen är i interventions-området jämfört med kontroll-området.

Enkelt uttryckt kan man säga att om vi har två jämförbara områden och det sker fyra skjutningar per 100 000 invånare i ena och fem skjutningar per 100 000 invånare i det andra så blir $IRR=4/5=0,8$.

I Figur 1 finns en sammanställning av de artiklar som vi lyckats göra en jämförbar skattning.



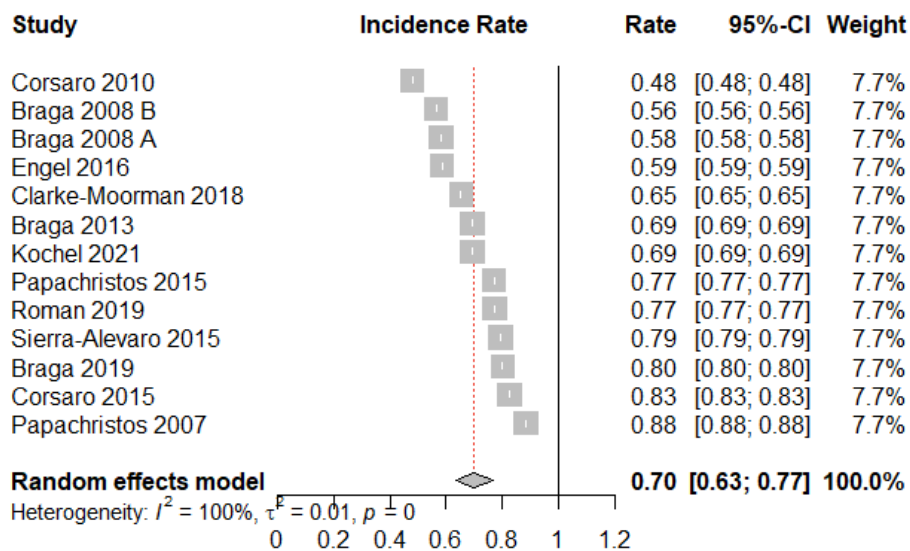
Figur 1 Metaanalys av de 13 studier som ingår i sammanställningen.

Den sammanlagda skattningen är en IRR på 0,74. Detta motsvarar alltså att interventionsområdet har 26 procent lägre incidens jämfört med kontrollområdet för den parameter man valt att studera.

En osäkerhet i denna sammanställning är standard errors. Dels finns det i flera artiklarna en viss oklarhet i vilket värde de presenterar (SE för IRR eller för regressionskoefficienten). Och för andra studier så har vi varit tvungna att skatta SE baserat på annan information i artikeln. Så för att göra en känslighetsanalys har vi gjort en sammanställning där alla studier ges samma vikt (detta innebär att alla antas ha samma standard error).

I denna sammanställning (Figur 2) så blir den sammanlagda IRR=0,70. Vi ser alltså att skattningen är robust mot viktningen av studierna. Även om de statistiska måtten påvisar viss

heterogenitet så är resultaten väldigt samstämmiga i det avseende att alla visar en positiv effekt.



Figur 2 Metaanalys av de 13 studierna där alla studier givits samma vikt i sammanställningen (konfidensintervallen är inte tolkningsbara).

I Tabell 1 sammanfattas vilka värden som har använts respektive härletts från respektive studie.

Tabell 1 Artiklar och de data som använts (siffror i rött har härletts från övriga siffror).

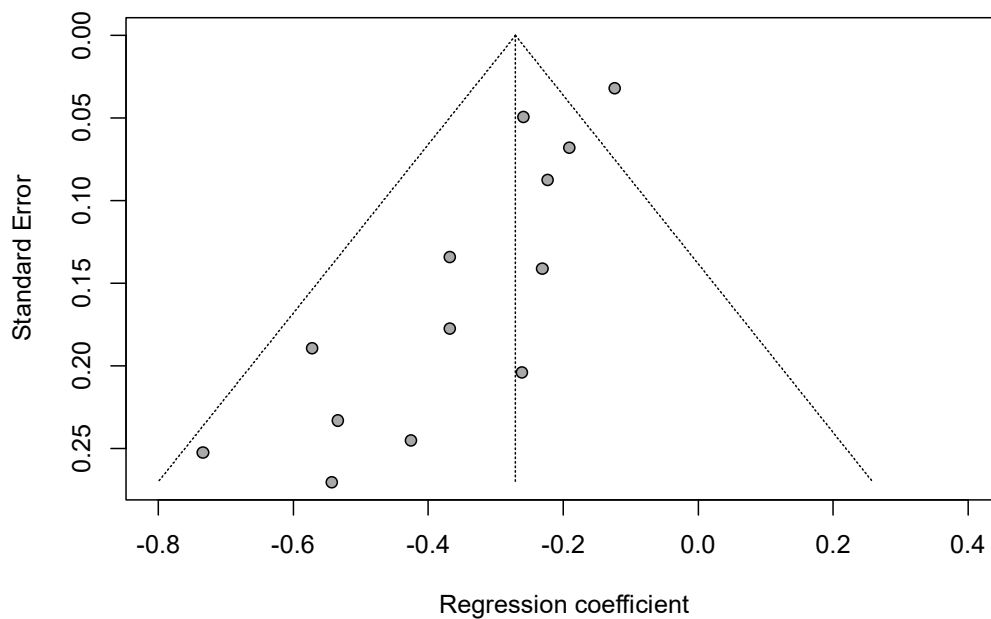
Författare År Referens	Variabel	B (SE)	IRR (SE)	Tid	Källa
Papachristos 2007 [67]	Homicides	-0,124 (0,032)	0,883 (0,0283)	6 år	Table 4
Engel 2011 [56]	Homicides	-0,534 (0,233)	0,586 (0,137)	3,5 år	Table 4
Braga 2019 [63]	Total shootings	-0,223 (0,0875)	0,80 (0,07)	4 år	Table 3
Braga 2008 S(A) [64]	Gun homicides	-0,544 (0,271)	0,581 (0,157)	3 år	Table 1
Braga 2008 L(B) [66]	Gun violent events	-0,572 (0,18917)	0,564 (0,107)	3 år	Table 1

Corsaro 2010 [60]	Homicides	-0,734 (0,252)	0,48 (0,121)	2 år	Table 3
Roman 2019 [57]	Shooting rates	-0,259 (0,049)	0,772 (0,038)*	2 år	Table 6
Braga 2013 [62]	Shooting incidents	-0,368 (0,156)	0,692 (0,108)	3 år	Table 2
Boyle 2010 [61]	Gun shoot wounds	(-0,498) (0,248)	0,645 (0,16)**	1,5 år	Table 2
Corsaro 2015 [58]	Homicides	-1,91 (0,068)	0,826 (0,056)	2 år	Table 1
Papachristos 2015 [59]	Fatal and non- fatal shootings	-0,261 (0,204)	0,77 (0,157)	3,5 år	Figure 4
Sierra-Alevaro 2015 [65]	Shootings and homicides	-0,231 (0,141)	0,794 (0,112)	1,5 år	Table 5
Clarke- Mooreman 2018 [68]	Gun homicides	-0,426 (0,245)	0,653 (0,160)	1,5 år	Table 2
Kochel 2021 [55]	Confirmed shots fired	-0,368 (0,134)	0,692 (0,093)	1,5 år	Table 2
Cicero 2021	Shooting victimizations	0,14496 (0,0855)	1,156 (0,0988)	5 år	Table 2

* It is hard to understand if the standard error is for the regression coefficient or the IRR:

** Värdet antaget till 0.16 (Inte inkluderad i metaanalysen)

I Figur 3 ser vi en funnel-plot för regressionskoefficienterna. Det tycks saknas studier nedre i högra hörnet av plotten. Viket skulle kunna indikera publikationsbias där icke-signifikanta studier saknas.



```

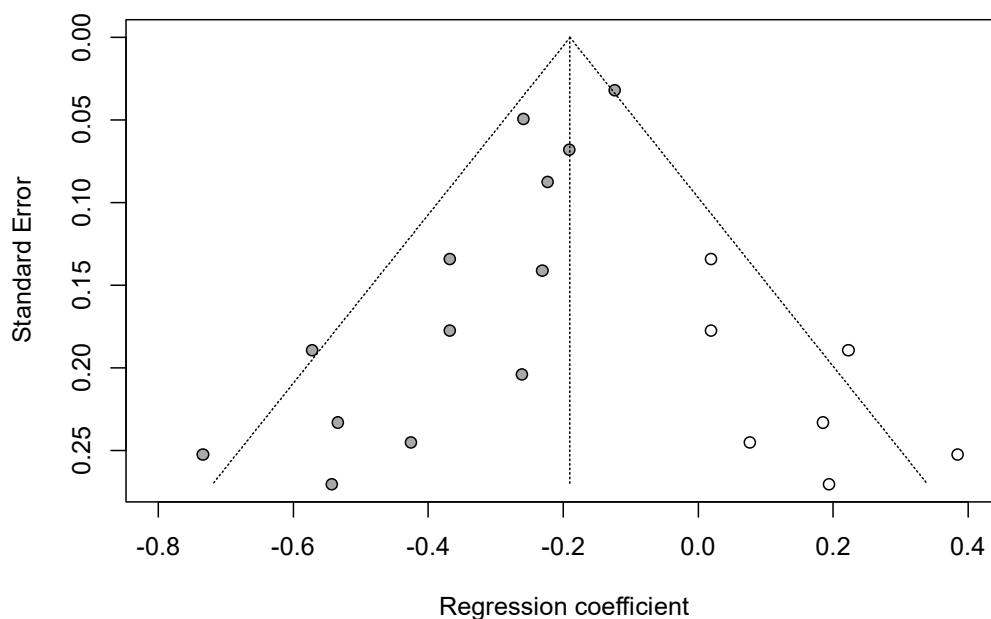
Number of studies: k = 13
              rate          95%-CI      z  p-value
Random effects model -0.2708 [0.0000; -0.1885] -6.45 < 0.0001

Quantifying heterogeneity:
tau^2 = 0.0075 [0.0000; 0.0550]; tau = 0.0868 [0.0000; 0.2345]
I^2 = 47.0% [0.0%; 72.1%]; H = 1.37 [1.00; 1.89]

Test of heterogeneity:
  Q d.f. p-value
22.62  12  0.0311

```

Figur 3 Funnel-plot för regressionskoefficienter.



```

Number of studies: k = 20 (with 7 added studies)

           rate           95%-CI      z  p-value
Random effects model -0.1900 [0.0000; -0.1016] -4.21 < 0.0001

Quantifying heterogeneity:
tau^2 = 0.0160 [0.0059; 0.1450]; tau = 0.1263 [0.0769; 0.3808]
I^2 = 54.6% [24.9%; 72.6%]; H = 1.48 [1.15; 1.91]

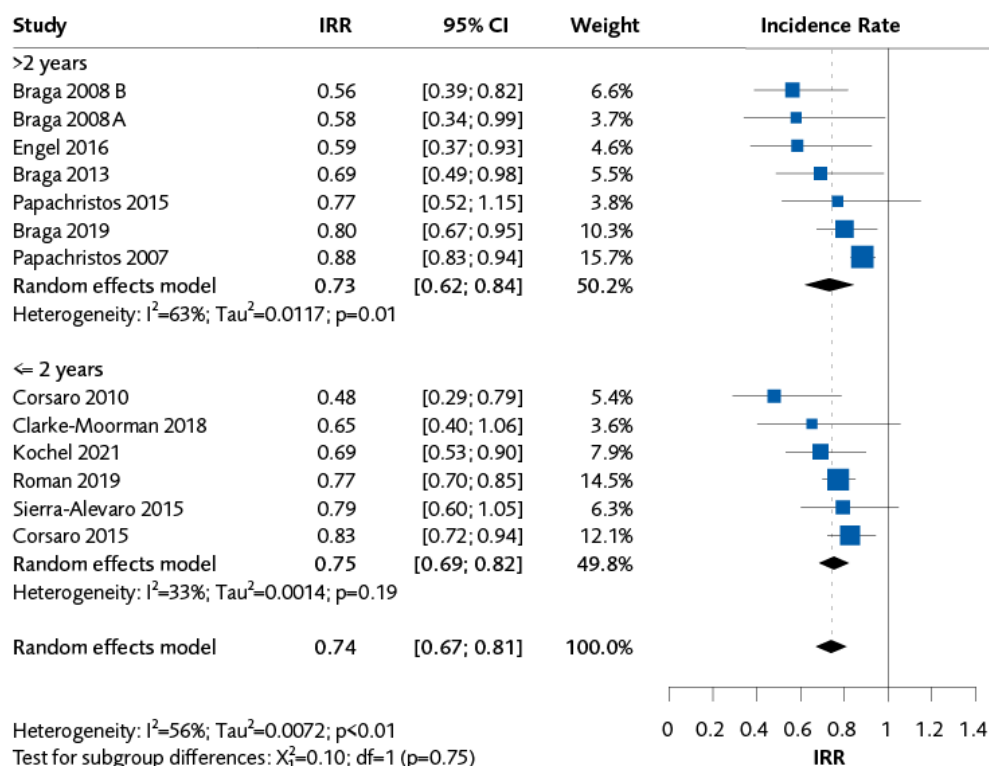
Test of heterogeneity:
  Q d.f. p-value
41.90  19  0.0018

```

Figur 3B Funnel-plot med trim & fill.

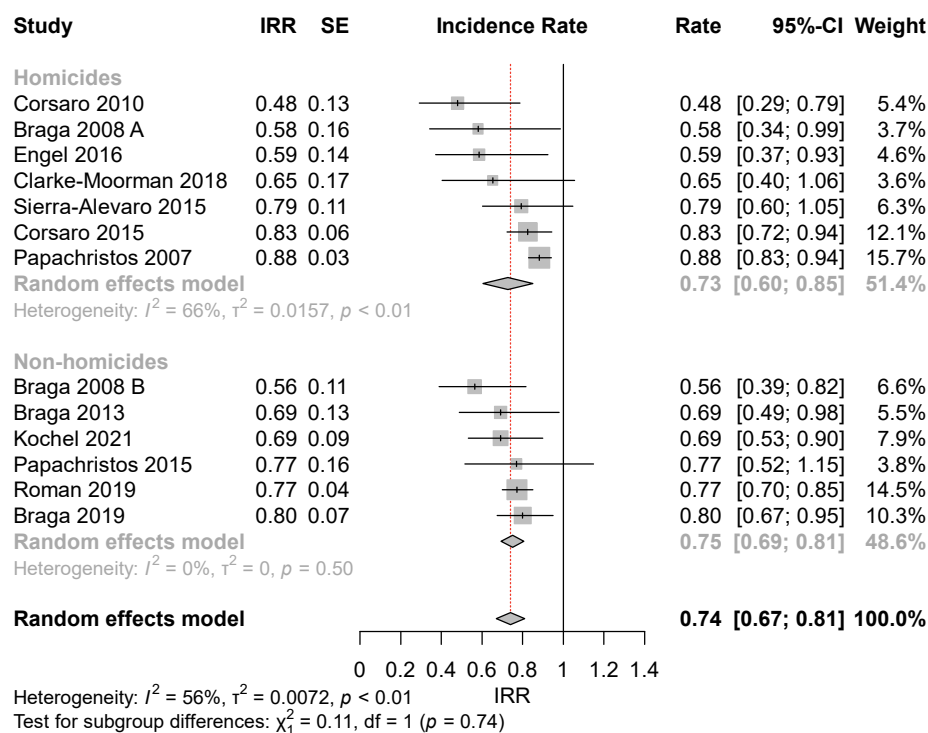
I Figur 4 är studierna uppdelade baserat på om de har en uppföljningstid som är upp till och med 2 år eller längre än två år. Slutresultaten för respektive subgrupp är väldigt lika.

Värt att notera att flera av studierna som har mer än två års uppföljning baserar sin effektskattning på hela tidsperioden. Det vill säga en fyraårs uppföljning kan baseras på alla år fram till och med år 4. Så i denna skattning finns då åren 0–2 år också med.



Figur 4 Resultaten uppdelade baserat på uppföljningstid.

I Figur 5 finns resultaten uppdelade baserat på om endpointen är homicides eller ej.



Figur 5 Resultaten uppdelade baserat på homicides eller ej.

Bilaga

Nedan finns beskrivet exakt var siffrorna är hämtade ur respektive studie. Och i vissa fall har de extra beräkningar som gjorts beskrivits.

Papachristos, 2007, [67]

Table 4: Summary of PSN Effects by Components and Crime Index (Slopes, Exp(B), Standard Errors, and *p* Values), 1999 to 2004

PSN Predictor		Homicides (logged)	Gun Homicides (logged)	Gang Homicides (logged)	Aggravated Battery (logged)
PSN (dummy)	Coeff	-0.124	-0.134	-0.032	-0.016
	Exp(B)	0.883	0.874	0.968	0.974
	SE	0.032	0.032	0.022	0.007
	p-value	0.000	0.000	0.248	0.042
Percent offenders attend	Coeff	-0.146	-0.162	-0.133	0.007

Engel, 2016, [56]

Table 4 Pooled time series homicide regression models

Measure	Target outcome—GMI homicides						Comparison outcome—non-GMI homicides					
	2 Year post-intervention			3.5 Year post-intervention			2 Year post-intervention			3.5 Year post-intervention		
	IRR	Coeff.	SE	IRR	Coeff.	SE	IRR	Coeff.	SE	IRR	Coeff.	SE
Intercept	—	0.569	0.356	—	0.787	0.299	—	1.140	0.381	—	0.992	0.340
Post-Intervention	0.623 [†]	-0.472	0.275	0.586 ^{**}	-0.534	0.233	1.122	0.115	0.140	1.383	0.324	0.283
Controls												

Braga, 2019, [63]

Table 3. Difference-in-differences Estimates of GVRs Impacts on Total Shootings in Oakland Block Groups: Growth Curve Regression Models, 2010–2017.

Variable	Model 1	Model 2	Model 3
	IRR (SE)	IRR (SE)	IRR (SE)
GVRs impact (DID)	0.78 (0.04) ^{**}	0.80 (0.07) [*]	0.82 (0.11)
GVRs block group (1 = treated)	3.73 (0.56) ^{**}	2.61 (0.52) ^{**}	2.75 (0.89) ^{**}
Period (1 = intervention)	0.89 (0.06)	0.97 (0.10)	0.79 (0.12)
Trend	1.32 (0.05) ^{**}	1.28 (0.08) ^{**}	1.45 (0.13) ^{**}
Trend ²	0.97 (0.01) ^{**}	0.97 (0.01) ^{**}	0.96 (0.01) ^{**}
Inverse propensity score	—	1.07 (0.03) [*]	—
Constant	15.68 (6.48) ^{**}	15.67 (11.40) ^{**}	9.92 (7.80)

(SE har antagits vara för IRR)

Braga, 2008_S (A), [64]

Gun homicides

Table 1
Results of negative binomial regression controlling for linear trends, nonlinear trends, seasonal effects, and violent crime trends

Variable	Incident rate ratios	Robust std. error	Z	P> Z	95% confidence interval	
					Lower	Upper
Intervention	0.5805 [*]	.15727	-2.01	0.045	0.34137	0.98725
Post-intervention	0.4950	.24372	-1.43	0.153	0.18859	1.29932
Violent crime rate	1.0003	.00037	0.88	0.381	0.99959	1.00105
Trend	0.9994	.00433	-0.12	0.901	0.99099	1.00802
Trend-square	1.0001	.00003	0.53	0.599	0.99996	1.00007

Robust std error är för IRR. Konfidensintervallet i tabellen ovan är beräknat baserat på $\text{koefficient} \pm 1.96 * \text{se}(b)$. Sen tar man $\exp(\text{gräns})$ för att få gränserna för IRR.

Z kommer från $\text{coef}/\text{se}(b)$

Braga, 2008_L, [66]

Table 1 Results of Poisson regression controlling for linear trends, non-linear trends, seasonal effects, population trends and violent-crime trends

Variable	IRR	Coefficient	SE	Z	p > Z	95% confidence interval	
						Lower	Upper
Intervention	.5642	-.5722**	.18917	-3.03	0.002	-.94305	-.20149
Population	.9999	-.0001	.00003	-0.89	0.372	-.00008	.00003
Violent rate	1.0012	.0011*	.00049	2.38	0.018	.00020	.00213
Trend	1.0201	.0199*	.00863	2.31	0.021	.00300	.03685
Trend-square	.9998	-.0001	.00005	-1.88	0.060	-.00021	.00004
January	1.1044	.0993	.16244	0.61	0.541	-.21908	.41789
February	.8809	-.1267	.13201	-0.96	0.337	-.38547	.13201
March	.8029	-.2194*	.10605	-2.07	0.039	-.42730	-.01156
April	1.194	.1780	.16925	1.05	0.293	-.15368	.50976
May	.9763	-.0239	.12391	-0.19	0.847	-.26680	.21893

Corsaro, 2010, [60]

Homicides

TABLE 3 Estimated incident rate ratios from HGLM growth curve Poisson regressions modeling risk-specific homicides (across Indianapolis neighborhoods between 1997 and 2000)

	All 15 to 24-year-old homicides	15 to 24-year-old BM homicides	15 to 24-year-old WM homicides	15 to 24-year-old BF homicides	15 to 24-year-old WF homicides	All other homicides
Fixed parameters						
Time varying predictors						
Intervention	0.48 (0.29–0.78)***	0.41 (0.25–0.70)***	0.38 (0.15–0.79)**	0.44 (0.10–2.84)	0.56 (0.16–1.94)	0.95 (0.54–1.69)**
Trend	0.96 (0.76–1.23)	0.94 (0.74–1.21)	0.86 (0.48–1.23)	0.91 (0.11–2.36)	0.67 (0.39–1.13)*	0.90 (0.66–1.36)*
Neighborhood predictors						
Disadvantage	1.63 (1.12–2.38)**	1.14 (0.98–1.36)**	1.38 (0.81–2.33)**	1.09 (0.68–1.46)	1.04 (0.12–3.49)	1.45 (0.99–2.41)*
Male divorce rate	1.01 (0.96–1.05)	1.03 (0.98–1.10)	1.05 (0.93–1.17)	1.07 (0.98–1.18)	0.98 (0.73–1.34)	1.04 (0.98–2.41)
Residential stability	1.01 (0.98–1.04)	1.01 (0.98–1.03)	0.99 (0.95–1.04)	0.98 (0.94–1.04)	1.04 (0.93–1.18)	0.99 (0.96–1.04)
Target area	2.61 (1.41–4.83)***	2.24 (1.47–3.39)***	2.85 (1.69–4.66)*	1.48 (0.41–5.33)	1.53 (0.42–4.04)	1.25 (0.24–6.98)
Cross-level interactions						
Target area** intervention	0.67 (0.56–0.82)***	0.56 (0.26–1.22)**	0.81 (0.37–1.35)**	–	–	0.95 (0.34–2.69)
Random parameters						
Between-neighborhood variance	0.40 (0.90)***	0.18 (0.34)***	0.11 (0.11)***	0.08 (0.05)***	0.04 (0.17)***	0.00 (0.00)**

Each model was population-specific. All models were based on a total of 200 observations at level 1 across 50 neighborhoods at level 2

Figures in parenthesis are the 95% confidence intervals (except in the case of the between neighborhood estimates where the number represents the level 1 standard error variance)

En dash excluded from analysis due to model non-convergence [a total of only four female homicides (three BF, one WF) occurred in the target areas between 1997 and 2000]

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

Log(0,29) ger nedre gräns för regressionskoefficienten = -1,238

Log(0,78) ger övre gräns för regressionskoefficienten = -0,248.

SE för koefficienten bör då bli (1,238-0,248)/(2*1,96)=0,990/(3,92)=0,252

*Roman, 2019, [57]***Table 6** Difference-in-Difference Test of Focused Deterrence Intervention Effects on Shooting Rates in Buffered Territory Areas Relative to Comparison Gangs

	Quarter-Mile Buffer IRR	Half-Mile Buffer IRR
DD (impact South x pre/post)	0.664 (0.052)**	0.772 (0.038)**
South groups (treated=1)	1.249 (0.165)*	1.057 (0.120)
Pre/post intervention (post=1)	1.664 (0.164)**	1.052 (0.064)
Trend	1.008 (0.012)	0.989 (0.007)*
Trend-squared	0.999 (0.001)*	0.999 (0.000)**
Quarter 2	1.122 (0.062)**	1.187 (0.027)**

Braga, 2013, [62]

J Quant Criminol

Table 2 Ceasefire impacts on gang-involved shooting incidents: growth curve regression models

	Shooting suspect	Shooting victim	Total shooting
Ceasefire impact (interaction)	0.653 (0.117)*	0.731 (0.101)*	0.692 (0.108)*
Ceasefire gang (1 = treated)	1.167 (0.139)	1.031 (0.098)	1.099 (0.109)
Period (1 = intervention)	0.681 (0.173)	0.816 (0.211)	0.756 (0.152)
Trend	0.917 (0.055)	0.993 (0.063)	0.940 (0.045)
Trend-squared	1.004 (0.002)	0.999 (0.003)	1.002 (0.002)
Quarter 2	1.504 (0.181)**	1.364 (0.177)*	1.463 (0.143)**

Boyle, 2010, [61]

Denna studie var lite knepigare. I Table 1 ser vi antal Gun Shot Wounds innan interventionen.

Table 1 Ceasefire and Comparison Zone Characteristics				
Match Criteria	CF Zone	Comp Zone	t value	p
PreCF GSW rate per week per 100,000 residents	2.89	2.63	0.45	.657

I Table 2 ser vi effekten av interventionen samt utvecklingen i kontrollzonen.

Zone	Interval	# Intervals	ARIMA	Impact	SE	t value	p	Gradualness of Impact	SE	t value	p
CF Zone	week	71+12+12 +61 = 156	(0,0,0)	-1.422	1.01	-1.40	.163	-0.80	0.84	-0.95	.34
Comp Zone	week	71+85 = 156	(0,0,0)	-0.560	0.54	-1.04	.301				
Citynet	week	71+85 = 156	(0,0,0)	0.005	0.10	0.05	.959				

Antalet har minskat med 1,422 i CF och med 0,56 i jämförelsezonen. Baserat på dessa två tabeller bör man kunna sammanställa följande Tabell:

	GSW Före	Effekt	GSW Efter	IRR	RIRR
Intervention	2,89	-1,422	1,468	0,508	(0,508/0,787)=0,645
Kontroll	2,63	-0,56	2,07	0,787	

Så IRR kan skattas till 0,645. Men vi har ingen standard error. Vi har för respektive skattning i Table 2 men inte för den kvot vi är intresserade av. Om dessa skattningar (för respektive zon) skulle vara oberoende så skulle SE vara 0,54 enligt simuleringar som vi gjort. Men förändringen i de två zonerna är inte oberoende. De påverkas båda av samma förändringar i samhället. Så den korrekta SE är lägre än 0,54. Men tyvärr går det nog inte att säga mer än att SE ligger i intervallet 0–0,54. Vi har valt att anta SE som max av vad som observerats i alla andra studier (0,16). I den slutgiltiga analysen valdes att exkludera denna artikel.

Corsaro, 2015, [58]

Skillnaden mellan modell 1,2 och 3 är när man antar att interventionen startade. Vi använder modell 2.

TABLE 1

Difference-in-Difference Model Estimates (New Orleans Compared with 14 High-Trajectory Homicide Cities)

Estimate	Model 1 Treatment = 2013		Model 2 Treatment = 2012		Model 3 Treatment = 2011	
	b	(SE)	b	(SE)	b	(SE)
Intercept	-8.276**	(.011)	-8.290**	(.012)	-8.287**	(.014)
New Orleans	.765**	(.034)	.786**	(.039)	.767**	(.045)
Treatment	-.012	(.027)	.035	(.021)	.018	(.020)
Difference-in-difference	-.266**	(.090)	-.191**	(.068)	-.088	(.064)

** $p < .01$.

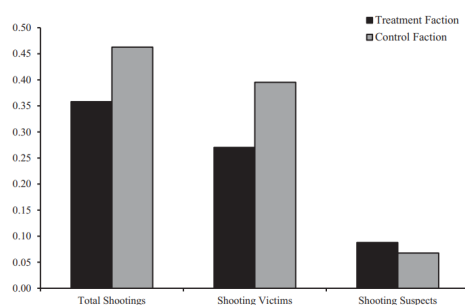
I artikeln gör de en sensitivitetsanalys som presenteras i Tabell 3 som ger liknande resultat. Vet inte riktigt hur man skall välja mellan dessa men det känns som att de anser Tabell 1 vara deras huvudanalys.

Papachristos, 2015, [59]

Research Summary

This study uses a quasi-experimental design to evaluate the efficacy of Chicago's Group Violence Reduction Strategy (VRS), a gun violence reduction program that delivers a focused-deterrence and legitimacy-based message to gang factions through a series of hour-long "call-ins." The results suggest that those gang factions who attend a VRS call-in experience a 23% reduction in overall shooting behavior and a 32% reduction in gunshot victimization in the year after treatment compared with similar factions.

FIGURE 4
Predicted Number of Fatal and Nonfatal Shootings in the Year After VRS Call-in Attendance, Propensity Matched Gang Factions



The results in Figure 4 display the difference in mean number of shootings between the treatment and control factions 1 year after call-in attendance. The results show that call-in attendance yields a marginally significant reduction in the likelihood of subsequent faction shootings. On average, factions attending a call-in were involved in 0.36 shootings in the year after the call-in, whereas control factions (i.e., those that did not attend a call-in) were

involved in 0.46 shootings. This difference of 0.10 shootings equates to a 23% reduction in shootings after attending a call-in ($Z = -1.28$; p value = .100, one-tailed test). Put differently, if at least one faction member attends a VRS call-in, then that faction will be involved in 23% fewer shootings in the year after the call-in than if no faction member had attended a call-in.¹⁰

Först gör vi om detta till IRR=0,77.

Detta skulle i en regressionsanalys motsvara en koefficient på -0,261.

Z-värdet i deras analys var -1,28. För att få det Z-värdet kan vi härleda SE som $SE=0,261/1,28=0,204$

Sierra-Arevalo, 2015, [65]

Här gör de flera olika analyser där de justerar för olika faktorer. De olika analyserna ger lite olika resultat. Jag har valt ut den modell där de justerar för flest faktorer. Den visar att antalet incidenter minskade med 2,38 per månad.

Table 5. Regression Model Predicting the Effect of Project Longevity on Number of Incidents Per Month in New Haven, Using Hartford Incidents and New Haven Co-Offenses as Controls.

Shootings and homicides (New Haven)	Total (n = 388)			GMI (n = 230)			Possible-GMI (n = 323)		
	b	SE	p	b	SE	p	b	SE	p
Intercept	0.88	4.32	.839	2.34	3.45	.498	-0.18	3.98	.963
Ar1	0.21	0.16	.170	0.44	0.16	.007	0.28	0.16	.068
Hartford	0.22	0.12	.069	0.14	0.09	.137	0.14	0.11	.196
Co-offenses	0.07	0.39	.066	0.04	0.03	.220	0.08	0.04	.028
Intervention	-2.38	1.45	.101	-4.58	1.44	.001	-3.12	1.42	.029

Note. GMI = group member involved; Ar1 = autoregressive parameter.

Snittet innan interventionen ligger på cirka 11,53 (Figur 1 och Table 1).

Det skulle ge en minskning till cirka $11,53 - 2,38 = 9,15$. IRR blir då $9,15/11,53 = 0,794$.

Z-värdet för den aktuella parametern blir $2,38/1,45 = 1,64$.

En IRR skulle i en vanlig regressionsmodell ge en regressionskoefficient på $\log(0,794) = -0,231$. SE för coefficienten blir $0,231/1,64 = 0,141$.

SE för IRR $0,141 * 0,794 = 0,112$.

Clark-Moorman, 2018, [68]

Table 2. Average Absolute Effects and Relative Effects of RAVEN Intervention, Compared With Synthetic Control*.

Offense type	Average absolute effect (SD)	Relative effect (SD)	p value
Gun Homicide	-0.60 (0.81)	-34.70% (46.65%)	.081
Gun Robbery	-4.80 (1.71)	-20.52% (7.32%)	.014*
Gun Assault	-6.34 (2.36)	-15.89% (5.92%)	.011*
Total Gun	-8.70 (3.47)	-14.03% (5.60%)	.020*
Non-Gun Homicide	-1.28 (0.13)	-36.09% (36.21%)	.152
Non-Gun Robbery	-6.51 (2.02)	-29.08% (9.01%)	.005*
Non-Gun Assault	2.95 (2.94)	5.41% (5.38%)	.157
Total Non-Gun	-4.91 (2.64)	-6.26% (3.36%)	.031*
Total Violent	-13.33 (6.41)	-9.51% (4.57%)	.025*

Note. RAVEN = Rockford Area Violence Elimination Network.

*p < .05.

För gun homicides är den relativa effekten $-34,70$ procent. Det motsvarar en IRR på $0,653$. Detta motsvarar en regressionskoefficient på $\log(0,653) = -0,426$.

För att få ett p-värde på $0,081$ så ska $z=1,745$.

Detta ger SE för regressionskoefficienten $=0,426/1,745$ på $0,245$

Detta ger SE för IRR på $0,245*0,653=0,160$

Kochel, 2021, [55]

The results show a significant reduction in shots fired incidents in the target area relative to comparison areas. Shots fired calls for service trended downward citywide, but the magnitude was doubled in the target area.

Table 2. Monthly Time-Series Results.

Outcome measure	Target area					Comparison 1					Comparison 2				
	Average monthly predicted based on pre-Tx [CI]	Actual monthly average beginning May 2018	Difference	% Difference	p	Average monthly predicted based on pre-Tx [CI]	Actual monthly average beginning May 2018	Difference	% Difference	p	Average monthly predicted based on pre-Tx [CI]	Actual monthly average beginning May 2018	Difference	% Difference	p
Confirmed shots fired	7.17 [5.64-8.7]	4.61	-2.56	-36%	.001*	3.06 [2.37-3.75]	2.83	-0.23	-7.5%	.279	6.75 [5.4-8.1]	6.39	-0.36	-5%	.317
CFS shots fired	22.41 [17.5-27.32]	15.44	-6.97	-31%	.005*	13.34 [11.13-15.55]	9.83	-3.51	-26%	.002*	35.20 [32.02-38.38]	31.89	-3.31	-9%	.031*
Difference test															
					Target versus Comparison 1					Target versus Comparison 2					
					Corrected Z	p						Corrected Z	p		
					-2.738	.01*						-2.111	.04*		
					-1.254	.18						-1.222	.19		

Note. pre-Tx = pretreatment; CI = confidence interval; CFS = calls for service.
*p \leq .05.

The geographically based FD effort resulted primarily in enforcement against most of the targeted repeat offenders, with little specific-deterrent effect. Likely due to incapacitation or general deterrence, the strategy was associated with reduced gun-related crime in the implementation area relative to both comparison areas. The difference between the predicted and actual average monthly count of confirmed shots fired in the target area was 36% versus only 7.5% in Comparison 1 and 5% in Comparison 2.

Comparison 1 ligger i anslutning till interventionsarean och är mest lik avseende brottslighet så jag väljer den som jämförelse.

$IRR=0,64/0,925=0,692$

$Beta=\log(0,692)=-0,368$

$Z=2,738$ ger $SE(b)=0,368/2,738=0,134$

$SE(IRR)=0,692*0,134=0,093$

Cicero, 2021

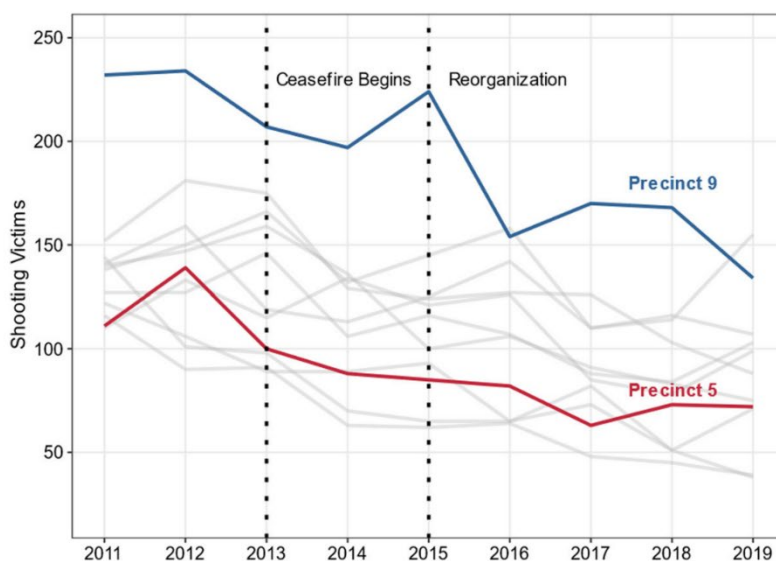


Figure 1. Fatal and non-fatal shooting victims by precinct. The Ceasefire precincts (the 5th and 9th) are highlighted in blue and red, respectively. The grey lines reflect the remaining 9 precincts in Detroit.

Table 2. Synthetic control results, shooting victimizations by age group.

1 Year						
	Ceasefire	Control	% Change	P-Value	Lower 5%	Upper 95%
15-24	145	146.40	-0.01	0.58	-0.20	0.37
25-34	103	110.21	-0.07	0.40	-0.32	0.30
2 Years						
	Ceasefire	Control	% Change	P-Value	Lower 5%	Upper 95%
15-24	220	222.68	-0.01	0.58	-0.20	0.32
25-34	189	179.96	0.05	0.60	-0.20	0.29
3 Years						
	Ceasefire	Control	% Change	P-Value	Lower 5%	Upper 95%
15-24	300	267.67	0.12	0.86	-0.06	0.43
25-34	272	231.63	0.17	0.86	-0.04	0.43
4 Years						
	Ceasefire	Control	% Change	P-Value	Lower 5%	Upper 95%
15-24	375	324.46	0.16	0.91	-0.03	0.43
25-34	354	277.15	0.28	0.99	0.04	0.51

$$\text{IRR } 15-24 = 375 / 324,46 = 1,156$$

$$\text{Log}(1,156) = 0,14496$$

$$P = 1 - 0,91 = 0,09 \text{ ger } z = 1,695$$

$$\text{Detta ger SE för beta} = 0,14496 / 1,695 = 0,0855$$

$$\text{Detta ger SE för IRR } 1,156 * 0,0855 = 0,0988$$

(Denna exkluderas enligt beslut av SBU).

Rapport rörande Drug market intervention

Nedan följer en genomgång av den statistiska granskningen av fem artiklar avseende Drug market intervention. För denna intervention har vi titta på både måttet violent crimes samt drug crimes.

I Tabell 1 ges en sammanfattning av de mått som tagits fram. Därefter följer specifika kommentarer för respektive studie.

Tabell 1 Sammanfattning av effektmått per studie.

Författare År Referens	Violent crimes	Kommentar	Drug crimes	Kommentar
Corsaro 2013 [69]	Ökning med 0,571 brott per månad (motsvarar en ökning med 24 %)	Ingen signifikant ökning	Minskning med - 1,624 brott per månad (motsvarar en minskning med 23 %)	Ingen signifikant förbättring
Corsaro 2013 [71]	Minskade med 14,29 % jämfört med kontrollområdet som minskade med 2,29 %. Tillsammans med regressionsresultaten så antar vi ca. 9 % minskning i interventionsområdet jämfört med i kontrollområdet.	Regressionsanalyserna verkar inte korrekt genomförda. Flera fel i presenterade tabeller. Tveksamt hur tillförlitliga dessa resultat är?	Inga resultat presenteras	
Corsaro 2010 [70]	Resultaten varierar mellan en ökning på 19 % till en minskning på 7 % beroende på vilket område man jämför med.	Olika resultat beroende på vilket kontrollområde som väljs.	Resultaten varierar mellan en minskning på 28-54 %. Dvs. drug crimes låg betydligt lägre än förväntat enligt kontrollområdena.	Olika resultat beroende på vilket kontrollområde som väljs.
Saunders 2015 [72]	Minskning med 26 %, ej signifikant.		Minskning med 54 %, signifikant.	
Saunders 2017 [73]	Ingen effekt	Separata effektmått för respektive område. Svårt att sammanfatta med ett tal.	Ingen effekt	Separata effektmått för respektive område. Svårt att sammanfatta med ett tal.

Vad gäller *violent crimes* så visar två av studierna på en minskning. Två visar ingen effekt och en visar en ökning. Sammantaget så går det alltså inte att påvisa någon effekt på *violent crimes*.

Vad gäller *drug crimes* så påvisade tre av de fyra studierna som visade resultat på en minskning av brotten. Den fjärde visad varken på någon minskning eller ökning.

(Tveksamt om det är meningsfullt att lägga ihop till ett resultat. I så fall måste vi diskutera Corsaro 2015 samt Saunders 2017)

Corsaro, 2013, [69]

Results: Analyses indicate that the intervention **did not produce significant changes** in neighborhood crime offense rates between pre- and post-intervention periods. In addition, the majority of surveyed residents within the target area did not demonstrate an awareness of the intervention nor did they report perceived changes in local crime patterns.

I Figur 1 illustreras brottsutvecklingen före respektive efter interventionen.

Man kan se en liten ökning för *violent offenses* och en liten minskning för *drug offenses*. Men som konstaterats ovan så är ingen av dessa förändringar statistiskt säkerställda. Vi ser också att effekten av drug offences sker i princip direkt efter interventionen för att sedan ligga högre igen.

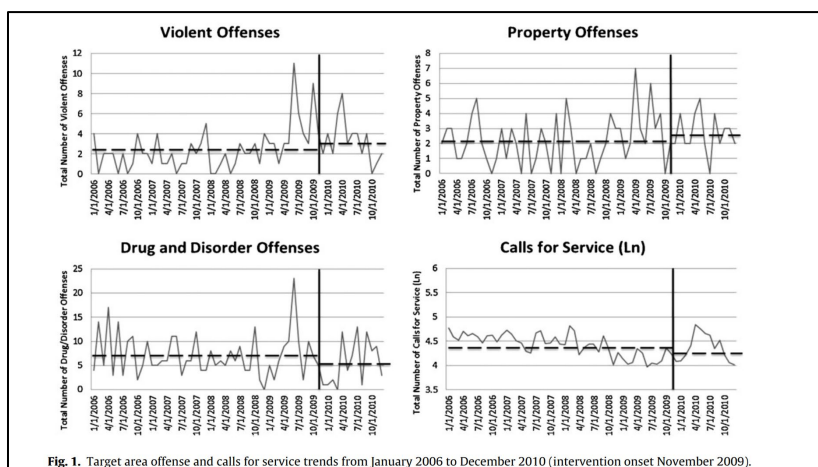


Fig. 1. Target area offense and calls for service trends from January 2006 to December 2010 (intervention onset November 2009).

Figur 1 Brottsutvecklingen före respektive efter interventionen.

I Table 1 har författarna skattat effekten med hjälp av en regressionsanalys.

Table 1
Impact of pulling levers drug market policing intervention on offenses and calls for service.

ARIMA parameters	Estimate	St. error	T-Value	(95% CI)
<i>Violent offenses (1,0,0)</i>				
Intervention	0.571	0.880	0.65	(0.0-1.2)
AR(1)	0.220*	0.130	2.14	(1.6-3.3)
Box-Ljung test (24 lags)	Q = 18.87 (p = 0.708)			
<i>Property offenses (0,0,0)</i>				
Intervention	0.447	0.491	0.91	(-0.3 to 1.2)
Box-Ljung test (24 lags)	Q = 32.48 (p = 0.114)			
<i>Drug/disorder offenses (0,0,0)</i>				
Intervention	-1.624	1.368	-1.19	(-4.2 to 1.0)
Box-Ljung test (24 lags)	Q = 17.86 (p = 0.809)			
<i>Calls for service (1,0,0)(1,0,0)₁₂</i>				
Intervention	-0.116	0.135	-0.86	(-1.3 to 1.2)
AR(1)	0.681**	0.099	6.85	(0.5-0.8)
SMA(1)	0.113*	0.056	2.01	(0.0-0.1)
Box-Ljung test (24 lags)	Q = 27.87 (p = 0.180)			

AR: autoregressive term; MA: moving-average term; SMA: seasonal moving-average term.

* p < 0.05.
** p < 0.01.

Violent offenses ökade med 0,571 och drug offenses minskade med 1,624. Vilket stämmer bra med resultaten i figuren.

Startvärdena skattades från Figur 1 med hjälp av programvaran WebPlotDigitizer². För violent crimes blev skattningen 2,40 och för drug offenses 7,06.

För violent offenses så blir ökningen 0,571 av 2,40=24 procent ökning. $\text{Log}(1,24)=0,21$

För drug offenses blir minskningen 1,624 av 7,06= -23 procent minskning.

$T=0,65$, ger $\text{se}(b)=0,21/0,65=0,33$

$T=1,19$ ger $\text{se}(b)=0,26/1,19=0,22$

Corsaro, 2013, [71]

Study findings suggest that the Rockford strategy was associated with a statistically significant and substantive reduction in crime, drug, and nuisance offenses in the target neighborhood.

Table 4 shows that the target neighborhood experienced an average decline of 24.10% in nonviolent and a 14.29% reduction in violent incidents between the pre- and postintervention periods. Comparatively, from a general trend perspective, the remainder of the city also experienced a decline in both nonviolent (-9%) and violent crime (-2.3%). Ultimately, a decline in both violent and nonviolent offenses occurred in the city of Rockford before and after May 2007. It is also apparent that the decline throughout the remainder of the city was not as extensive (in terms of magnitude for either offense type) and that the decline in both violent and nonviolent crime for the entire city was influenced by specific declines in the target neighborhood.

² [WebPlotDigitizer - Extract data from plots, images, and maps \(automeris.io\)](https://www.webplotdigitizer.com/)

Table 4. Changes in Nonviolent and Violent Offenses in Rockford Before and After May 2007 Call-In.

Location	Number of Offenses per Month (preintervention)	Number of Offenses per Month (postintervention)	Percentage Δ
Target neighborhood			
Nonviolent	29	22	-24.10
Violent	21	18	-14.29
Remainder of city			
Nonviolent	944	859	-9.00
Violent	567	554	-2.29
Overall city			
Nonviolent	1013	881	-13.03
Violent	588	573	-2.55

“...from 10.8 nonviolent offenses per 1,000 residents before to 8.3 nonviolent offenses after pulling levers was implemented in May 2007. Comparatively, the remainder of Rockford experienced a reduction from 6.8 nonviolent offenses to 5.9 nonviolent offenses per 1,000 residents over this same period.”

Om vi räknar om dessa siffrorna för violent crimes till brott per 1 000 invånare så får vi i target area att de går från cirka 7,9/1000 till 6,7/1000 efter interventionen. För kontrollområdet ändras det från cirka 3,9/1000³ till 3,8/1000. (Dessa beräkningar antar samma befolkningsstorlek före respektive efter interventionen.)

I Table 5 presenteras resultaten från regressionsanalysen. För level 1 analysen så blir effekten av interventionen för violent crimes $\exp(-0,90)=0,91$, det vill säga att brottsligheten minskat med cirka 9 procent mer i interventionsområdet jämfört med kontrollområdet. Detta stämmer ganska väl med siffrorna -14 procent och -2 procent i Table 4 ovan. En viss avvikelse kan man förvänta sig eftersom man i regressionsmodellen tar hänsyn till fler faktorer.

Men sen skattar de multilevel models. Där blir skattningen av interventionen -0,000 vilket skulle indikera ingen effekt alls av interventionen. Dessa resultat verkar inte tillförlitliga. Skattningen av interventionseffekten ändras drastiskt mellan de olika modellerna. Dessutom stämmer inte signifikansberäkningarna. Interventionen i multilevel modellen för non-violent offenses skall till exempel vara mer än 1-stjärnigt signifikant enligt de resultat som de presenterar. I både Table 3 och 4 finns uppenbara felaktigheter så det finns all anledning att vara försiktig i tolkningen av deras mer avancerade analyser.

Så en sammanfattande gissning är att violent crimes minskade med cirka 9 procent mer i interventionsområdet jämfört med kontrollområdet. Och enligt deras presentation av resultaten så var denna effekt inte statistiskt signifikant.

³ Deras siffra på 944 är förmodligen en felskrivning och bör vara 984. Annars summerar inte delarna ihop till totalen. Samt med 984 istället per 944 så får man rimligare skattning av befolkningsstorleken.

Table 5. Hierarchical Generalized Linear Modeling Fixed Effects Growth Curve Estimates and Standard Errors.

Variable	Nonviolent Offenses		Violent Offenses	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
Level I only models				
Intercept (β_{00})	.078**	.000	.055**	.003
Intervention (β_{10})	-.250*	.120	-.090	.090
Multilevel models				
Intercept (β_{00})	.078**	.000	.055**	.003
Intervention (β_{10})	-.010*	.000	-.000	.000
Target (β_{11})	-.020 [†]	.011	-.000	.000

[†]p < .10. *p < .05. **p < .01.

Corsaro, 2010, [70]

“Results revealed that the initiative corresponded with a statistically significant reduction in drug and narcotics incidents as well as perceived changes in neighborhood disorder within the target community. There was less-clear evidence, however, of a significant impact on other outcomes examined.”

I Table 2 illustreras resultaten för drug crimes.

Table 2. Poisson Regression Results Examining Post-Intervention Impact on Pooled Drug and Narcotics Incidents

Measure	Target Area				Adjoining Area				Remainder of Nashville			
	IRR	Coeff.	St. Error	Z	IRR	Coeff.	St. Error	Z	IRR	Coeff.	St. Error	Z
Intercept	—	2.534	0.134	18.78**	—	2.233	0.193	11.56**	—	7.038	0.016	43.11**
Post-intervention	0.444	-0.811	0.130	6.21**	0.616	-0.485	0.190	2.55*	0.967	-0.034	0.032	1.19
Controls												
Trend	1.618	0.481	0.006	7.20**	1.013	0.013	0.008	1.53	1.003	0.003	0.002	1.50
Trend Squared	0.999	0.001	0.001	1.90**	0.999	0.001	0.001	2.43*	0.999	0.001	0.000	2.29**

Om man jämför med intilliggande områden så får man en $IRR=(0,444/0,616)=0,72$. Så att interventionsområdet hade en sänkning motsvarande 28 procent mer än det intilliggande området. Om man istället jämför med övriga Nashville så blir $IRR=(0,444/0,967)=0,46$. Så i denna jämförelse så har brottsligheten minskat med 54 procent mer i interventionsområdet jämfört med övriga Nashville.

I Table 3 presenteras resultaten för alla brott.

Table 3. Poisson Regression Results Examining Post-Intervention Impact on Pooled UCR Type I Offenses

Measure	Target Area				Adjoining Area				Remainder of Nashville			
	IRR	Coeff.	St. Error	Z	IRR	Coeff.	St. Error	Z	IRR	Coeff.	St. Error	Z
Intercept	—	2.503	0.168	14.86**	—	2.190	0.177	12.39**	—	5.980	0.088	67.95**
Post-intervention	0.958	-0.043	0.163	0.27	0.802	-0.221	0.163	1.35	1.035	0.034	0.032	1.08
Controls												
Trend	1.015	0.015	0.006	2.50*	1.017	0.017	0.008	2.06*	1.000	0.000	0.002	0.00
Trend Squared	0.999	0.001	0.000	2.18**	0.999	0.001	0.001	1.87*	0.999	0.001	0.001	2.80**

Om man jämför med intilliggande områden så får man en $IRR=(0,958/0,802)=1,19$. Så att interventionsområdet hade en ökning motsvarande 19 procent mer än det intilliggande området. Om man istället jämför med övriga Nashville så blir $IRR=(0,958/1,035)=0,93$. Så i denna jämförelse så har brottsligheten minskat med 7 procent mer i interventionsområdet jämfört med övriga Nashville.

SE är knepigare att skatta. SE för target area är 0,163. För remainder av Nashville så är den så låg som 0,032. Dvs skattningen för hela Nashville är väldigt säker. Så osäkerheten för kvoten beror till stor del på osäkerheten i target area. SE är satt till 0,17.

Saunders, 2015, [72]

When the effects are combined in random effects meta-analyses, the DMI is associated with decreases in calls for service, all crimes, and drug crimes, but not violent crimes, compared to the synthetic control market. For most of these offenses, the magnitude of the drop corresponds to offense rates that are 20–30% lower relative to the synthetic control. However, the effect is larger for drug offenses, where the pooled coefficient corresponds to difference of 54% from the control markets.

Table 5 Difference-in-difference of pre- and post-DMI crime rates in intervention area compared to weighted control using all months post-DMI for entire time series

Site	Population	Calls for service log (IRR) (p)	All crimes log (IRR) (p)	Violent crimes log (IRR) (p)	Drug crimes log (IRR) (p)
West End	1,490	-0.708 (0.000)	-0.849 (0.000)	-1.202 (0.028)	-1.557 (0.000)
Daniel Brooks	1,463	-0.143 (0.133)	-0.060 (0.677)	-0.284 (0.415)	-0.096 (0.415)
Southside	1,049	-0.152 (0.150)	-0.083 (0.714)	-0.054 (0.883)	-0.940 (0.012)
East Central	1,408	-0.091 (0.401)	-0.165 (0.279)	-0.144 (0.673)	-0.488 (0.150)
Washington	1,103	-0.111 (0.337)	-0.479 (0.008)	-1.054 (0.036)	-1.257 (0.023)
RE MA		-0.24 (0.030)	-0.33 (0.032)	-0.30 (0.250)	-0.78 (0.002)
τ^2 (p)		0.0496 (0.000)	0.0871 (0.003)	0.1711 (0.078)	0.1521 (0.095)
i^2		82.5 %	75.2 %	52.3 %	49.4 %

Så resultaten inringade i rött kan beräknas om till effektskattningar motsvarande 26 procents minskning i violent crimes och 54 procents minskning i drug crimes.

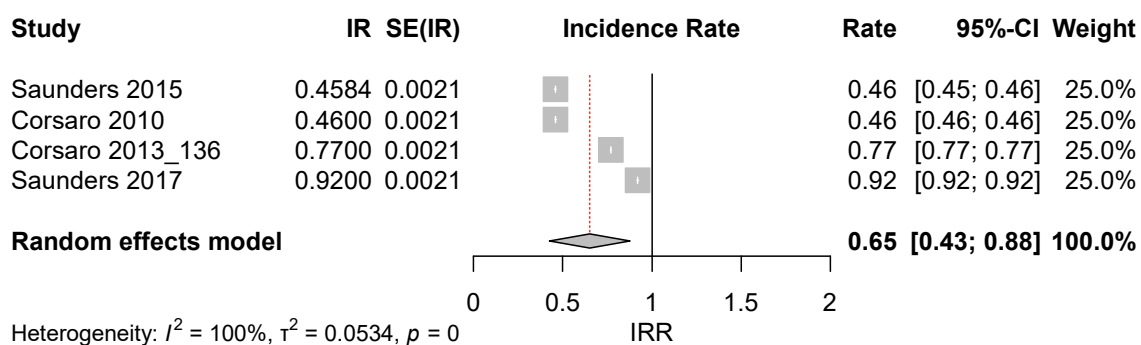
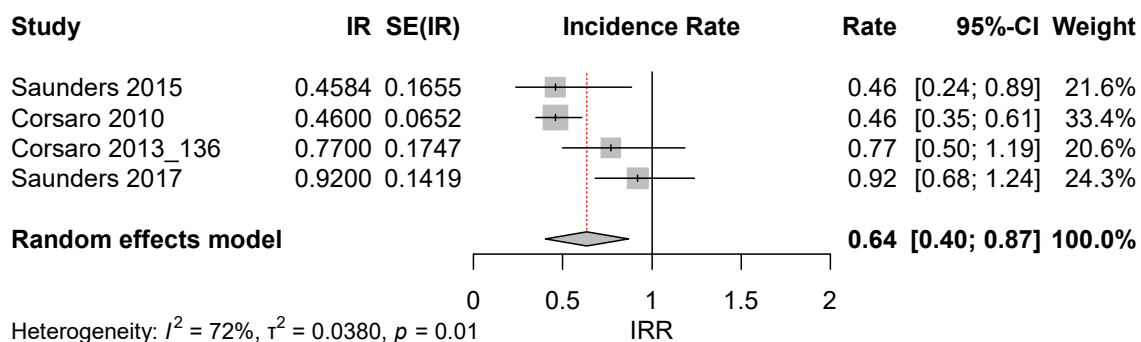
$Z=1,15$ ger $p=0,25$. Detta ger SE för $\beta=0,3/1,15=0,26$ för violent crimes

Saunders, 2017, [73]

I studien har man försökt implementera DMI på sju ställen men lyckas bara (i varierande utsträckning) i fyra.

Efter 12 månader såg man en positiv effekt avseende violent crimes i ett av områdena (Roanoke) och en negativ effekt i de tre andra. Inga skillnader var dock statistiskt signifikanta. Så slutsatsen är att man inte kunde påvisa någon positiv effekt på violent crimes efter 12 månader.

Vad gäller drug crimes såg man en positiv effekt i två av områdena och en negativ effekt i två av områdena. Inget av resultaten var statistiskt signifikant.



J. SANDERS, R. ROBBINS, and G. OBEY

TABLE 6

Percentage Change in Crime Post-Call-in as a Result of DMI Across Four (Cumulative) Time Periods

Crime Type	Flint	Guntersville	Montgomery County	Roanoke: Hurt Park	Roanoke: Melrose Rugby
Any Crime					
3 mo: Estimate	+33.5	-2.61	+14	-29.37*	+4.3
90% CI	-14.6 to +66.6	-100 to +100 ^Δ	-47.8 to +100 ^Δ	-41.9 to -12.3	-45.5 to +110.8
6 mo: Estimate	+15.4	7.6	+25.3	-18.6*	-9.4
90% CI	-9.8 to +45.0	-52.4 to +100 ^Δ	-29.6 to +100 ^Δ	-31.1 to -1.3	-20.1 to +3.7
9 mo: Estimate	+13.5	1.58	+13.6	-28.1*	
90% CI	-7.7 to +35.8	-54.2 to +95.0	-30.3 to +100 ^Δ	-37.1 to -15.0	
12 mo: Estimate	+6.2	-20.9	+10.2	-23.2*	
90% CI	-12.0 to +25.7	-62.0 to +44.2	-30.5 to +100 ^Δ	-32.5 to -11.8	
Property Crime					
3 mo: Estimate	-5.0	+105.1	-5.3	-58.5*	-7.5
90% CI	-98.6 to +100 ^Δ	-94.8 to +100 ^Δ	-66.9 to +100 ^Δ	-72.8 to -36.8	-93.3 to +100 ^Δ
6 mo: Estimate	+1.5	+59.6	+22.2	-45.2*	-24.5
90% CI	-27.0 to +41.3	-48.2 to +100 ^Δ	-40.0 to +100 ^Δ	-62.5 to -19.2	-43.5 to +10.5
9 mo: Estimate	+7.4	+33.5	+5.8	-56.6*	
90% CI	-17.9 to +3+9.7	-47.4 to +100 ^Δ	-40.0 to +100 ^Δ	-68.2 to -39.0	
12 mo: Estimate	+6.0	+15.1	-4.8	-50.2*	
90% CI	-17.1 to +34.9	-50.3 to +100 ^Δ	-42.9 to +100 ^Δ	-63.4 to -31.0	
Violent Crime					
3 mo: Estimate	+89.0	100 ^Δ	+151.6	-23.6	-14.3
90% CI	10.2 to 100 ^Δ	-100 to 100 ^Δ	-95.0 to 100 ^Δ	-85.5 to +100 ^Δ	-68.5 to 100 ^Δ
6 mo: Estimate	+58.9	100 ^Δ	+186.0	-15.1	-33.9*
90% CI	7.0 to 100 ^Δ	-100 to 100 ^Δ	-86.6 to 100 ^Δ	-45.4 to +23.7	-50.2 to -10.6
9 mo: Estimate	+47.4	100 ^Δ	+37.1	-27.2 [†]	
90% CI	5.7 to 100 ^Δ	-100 to 100 ^Δ	-93.2 to 100 ^Δ	-50.3 to +12.7	
12 mo: Estimate	+34.3	100 ^Δ	+15.1	-16.8	
90% CI	-2.9 to 74.2	-100 to 100 ^Δ	-91.5 to 100 ^Δ	-40.9 to +12.7	
Drug Crime					
3 mo: Estimate	NA	-86.0	+80.8	-46.2	-8.5
90% CI	NA	-100 to 100 ^Δ	-99.1 to 100 ^Δ	-95.3 to 73.3	-99.3 to 100 ^Δ
6 mo: Estimate	+101.1	-59.9	+41.3	-2.5	+8.5
90% CI	-75.9 to 100 ^Δ	-89.5 to -45.6	-88.6 to 100 ^Δ	-51.1 to 97.5	-30.2 to 75.3
9 mo: Estimate	-48.5	-78.4 [†]	+81.0	-0.1	
90% CI	-90.4 to 40.1	-93.3 to -67.4	-71.1 to 100 ^Δ	-42.7 to 67.6	
12 mo: Estimate	-51.3	-69.0 [†]	+61.8	+1.2	
90% CI	-86.7 to 20.7	-88.4 to -54.0	-71.2 to 100 ^Δ	-37.4 to 60.3	

Notes: CI = confidence interval; mo = months; NA = Not able to be estimated. Only 6 months of post-call-in data for Melrose-Rugby were available.
[†] $p < .10$. * $p < .05$. ^Δ Greater than 100%.

Så det finns inga sammanfattande skattningar av alla områdena. Och man ser tydligt att resultaten pekar åt väldigt olika håll så att det finns ingen tydlig trend i dessa resultat. Det bästa sättet att sammanfatta detta är att studien inte kan påvisa någon effekt, vare sig positiv eller negativ.

I det försök till metaanalys som gjorts har rådata från de olika områdena slagits samman till totalsiffror. Därefter har ett test jämförande två poissonfördelningar gjorts. SE har sedan härletts baserat på konfidensintervallens bredd från denna analys.

Rapport rörande medling

SBU har valt ut fem artiklar för analys rörande medling. Nedan följer min analys av de statistiska resultaten i dessa fem artiklar.

Sammanfattningsvis kan man konstatera att det inte finns några entydiga resultat när man försöker sammanfatta dessa studier. De olika studierna ger motstridiga resultat och vissa studier är i sig svårtolkade. I tabellen nedan ges en enkel sammanfattning av mina slutsatser.

Tabell 1 Sammanfattning av de fem studierna.

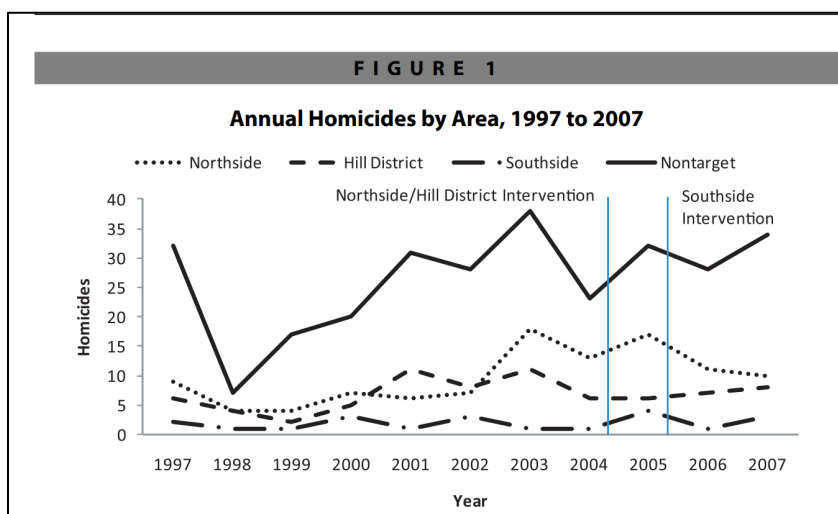
Författare År Referens	Utfallsmått	Resultat	Kommentar
Wilson 2011 [78]	Homicides	Ingen effekt	Resultaten pekar i olika riktningar. Svårt att förstå vad deras koefficienter mäter.
Fox 2015 [76]	Skjutningar	Negativ effekt	Resultaten går alltså i fel riktning. Storleken på den skattade effekten förfaller orimlig men slutsatsen måste ändå bli att interventionen inte haft någon positiv effekt.
Park 2021 [77]	Retaliation rates	14-18% sänkning	De påvisar en positiv effekt av interventionen i storleksordningen 14-18 %.
Bugg 2022 [74]	Homicides	Ingen effekt	Stor variation mellan de sju interventionsområdena. Fyra går i positiv riktning och tre i negativ (fel) riktning.
Corburn 2022 [75]	Gun homicides + assaults	Positiv effekt	Oklart hur författarna drar sina slutsatser baserat på de analyser de gjort. Statistiken visar dock på en viss positiv effekt av interventionen.

Jag ser ingen möjlighet att kombinera dessa studier till ett sammanfattande mått. Framför allt är flera av analyserna så svårtolkade i sig att det skulle vara vanskligt att försöka lägga ihop dem.

Den kvalitativa slutsatsen är dock klar att dessa fem studier inte påvisar någon tydlig positiv effekt av denna intervention.

Wilson, 2011, [78]

I Figur 1 illustreras utvecklingen för kontrollområdet samt de tre interventionsområdena. Det är svårt att utifrån figuren se något tydligt resultat.



I Table 2 visas de primära resultaten. För homicides visas ingen signifikant effekt i någon av områdena ($p > 0,05$ i alla tre områden).

Year

TABLE 2

Test of One Vision Intervention Effects, Propensity Score-Weighted Counterfactual Neighborhoods

Outcome	Predicted Monthly Rate Change (per 100,000 residents)	p Value
Northside		
Homicide	0.0219	0.7432
Aggravated assault	25.2095	0.0000
Gun assault	9.2824	0.0000
Hill District		
Homicide	-0.6710	0.3374
Aggravated assault	7.7365	0.0255
Gun assault	5.2893	0.0012
Southside		
Homicide	-0.2540	0.6976
Aggravated assault	25.3953	0.0000
Gun assault	4.9865	0.0015

Koefficienterna går i olika riktningar. Svag ökning för Northside och minskning i Hill och Southside.

Jag har dock haft svårt att tolka vad koefficienterna mäter. Det borde enligt texten vara förändringen i homicide rate per 100 000 invånare. För Hillside skulle alltså homicides ligga 0,6710 enheter lägre än vad man skulle förväntas sig baserat på utvecklingen i de icke-intervenerade områdena. Men enligt table 1 så ligger homicide rate på 0,41 per 100 000 invånare innan interventionen. En minskning på 0,67 skulle i princip innebära att vi borde ha en negativ rate i Hill district.

Så jag missuppfattar säkert något men har svårt att få fram en vettig tolkning av resultaten.

Men sammanfattningsvis har man inga signifikanta effekter (avseende homicides) och resultaten går i olika riktningar i de tre områdena. Så min slutsats blir att denna studie inte visar någon tydlig effekt i någondera riktningen.

Fox, 2015, [76]

Enligt Tabell 4 ökade skjutningarna i interventionsområdet med 1,95 skjutningar per månad. Mer än i något av kontrollområdena.

	Pre-TRUCE		Post-TRUCE		Change	t-test sig
	M	SD	M	SD		
Shooting						
Target area	4.00	(2.24)	5.95	(4.22)	1.95	.084
Area A	3.26	(2.75)	4.00	(2.24)	.74	.370
Area B	4.68	(2.85)	4.79	(2.39)	.11	.903
Area C	2.32	(1.97)	2.63	(1.54)	.31	.585

Baserat på deras regressionsanalys drar de följande slutsats:

“Specifically, we found that the implementation of TRUCE corresponded to an increase of 3.2 shootings, on average, per month, controlling for the comparison areas and the trends in the data.”

Så när de kontrollerar för andra faktorer är effekten (i fel riktning) i interventionsområdet ännu större. En ökning från 4,00 med 3,2 innebär en ökning med 80 procent. Att interventionen skulle öka skjutningarna med 80 procent förefaller högst osannolikt.

Men tolkningen av denna analys måste dock bli att resultaten visar på en negativ effekt av interventionen.

Park, 2021, [77]

Utfallsmåttet I denna studie är retaliation rate.

“For distances less than 130 m within census blocks, the GRYD IR Program appears to reduce retaliation rates from 0.240 to 0.206 retaliations per crime, for a decrease of 14.2%, compared with events in similar locations but without the GRYD IR Program.”

Resultaten pekar alltså på en viss minskning i retaliation rate.

De har ingen metod för att skatta ifall skillnaden är signifikant eller ej, inte heller för att få fram ett konfidensintervall för skillnaden.

Buggs, 2022, [74]

I Table 3 visas resultaten för de olika interventionsområdena. Effekten varierar från en ökning av homicides på 112 procent till en minskning med 21 procent. Fyra områden har en minskning och tre områden har en ökning. Så resultaten är tydliga att det inte finns någon klar effekt av interventionen.

Table 3 Estimated Safe Streets programme effects: per cent change, range of per cent change in control posts in placebo tests and proportion of control posts with better outcomes in placebo tests than Safe Streets posts

	Estimated programme effect per cent change	Range of per cent change in control posts	Proportion of control posts with better outcomes
McElderry Park			
Homicides	-30.8	(-56.1, +85.5)	0.11
Non-fatal shootings	+25.6	(-64.5, +66.1)	0.78
Madison-Eastend			
Homicides	+69.0	(-100.0, +229.3)	0.89
Non-fatal shootings	+152.6	(-96.4, +152.6)	1.00
Elwood Park			
Homicides	+112.2	(-83.2, +155.4)	0.97
Non-fatal shootings	+13.4	(-91.4, +208.4)	0.66
Cherry Hill			
Homicides	-21.0	(-50.1, +89.1)	0.17
Non-fatal shootings	+10.7	(-61.2, +97.9)	0.59
Lower Park Heights			
Homicides	-21.1	(-66.4, +99.4)	0.22
Non-fatal shootings	-19.3	(-73.8, +127.1)	0.28
Mondawmin			
Homicides	+75.9	(-69.7, +129.6)	0.98
Non-fatal shootings	+27.0	(-54.6, +103.7)	0.73
Sandtown-Winchester			
Homicides	-8.6	(-84.3, +125.3)	0.44
Non-fatal shootings	+15.4	(-81.7, +251.5)	0.67

Den genomsnittliga procentuella ändringen är en ökning med 25 procent. Medianeffekten är en minskning med 8,6 procent. då det är små områden där små förändringar kan ge stora procentuella ändringar så är nog medianen det bästa mått för att sammanfatta resultaten, det vill säga en minskning med 8,6 procent.

Corburn, 2011, [75]

I denna studie presenteras lite motstridiga resultat.

I Table 2 visas att Gun homicides and assaults minskade med 18 procent efter interventionen för de olika interventionsområdena tillsammans. Samtidigt såg man en 8,7 procentig ökning i övriga områden. Detta skulle indikera en mycket stor effekt.

Som en kompletterande analys presenteras resultat för hela staden (city wide). Detta område är då en kombination av interventionsområden och icke-interventionsområden. Resultatet för city-wide ligger på en minskning på 8,3 procent. Detta verkar rimligt då city-wide är en kombination av interventions och icke-interventionsområden och resultatet bör för detta område ligga emellan resultaten för de separata områdena. Och -8,3 procent ligger rimligt inom intervallet -18,2 procent och + 8,7 procent.

Table 2. Comparison between the mean gun homicides and assaults during the 18-month time periods prior to the Advance Peace Intervention and during the timeframe of the Advance Peace Intervention, in specific AP zones and non-AP areas.

Area	Mean, 18-Month Periods January 2014–June 2018	18-Month AP Fellowship (July 2018–December 2019)	Absolute Change	Percent Change
All Advance Peace Zones (combined)	248.3	203	–45.3	–18.2%
Del Paso Heights	104.0	74	–30.0	–28.8%
Oak Park	47.3	38	–9.3	–19.7%
South Sacramento	97.0	91	–6.0	–6.2%
Non-Advance Peace Zones	146.3	159	12.7	8.7%
City wide	394.7	362	–32.7	–8.3%

Därefter presenteras en regressionsanalys med följande slutsats:

We present the outcomes of six ITS models comparing the change in gun violence before and after program implementation in Sacramento in Table 3. We found that during the program implementation period there was a statistically **significant** reduction in gun assaults (–0,778, $p < 0,01$, KI, –1,32 till –0,23) and gun assaults and homicides combined (–0,814, $p < 0,01$, KI, –1,4 till –0,23) **across the entire City of Sacramento**. In both cases, the 95% confidence intervals include only negative values, indicating high confidence that the AP intervention is associated with gun violence reduction at the city level. The associations for gun homicide reductions **in just the AP-zones**, while negative, were **not statistically significant** at the 95% CI.

De konstaterar alltså att det inte finns en signifikant effekt i AP-områdena. Men när man räknar på hela city-wide så finns en signifikant minskning.

Area	Gun Homicides: B	Gun Homicides: SE	Gun Assaults: B	Gun Assaults: SE	Gun Homicides + Assaults: B	Gun Homicides + Assaults: SE
City-Wide	–0.036 CI(–0.19,0.12)	0.07931	–0.778 * CI(–1.32,–0.23)	0.2741	–0.814 * CI(–1.4,–0.23)	0.2915
AP Zones only	–0.048 CI(–0.16,0.06)	0.05634	–0.32 CI(–0.73,0.09)	0.2062	–0.367 CI(–0.82,0.09)	0.2282

* $p < 0.01$.

Men om man utgår från AP-områdena som hade en minskning med 18 procent och sedan lägger till de områdena som hade en motsatt utveckling, +8,7 procent så är det ologiskt att det plötsligt skall bli mer signifikant. Jag tror inte att författarna gör en korrekt tolkning av resultaten från regressionsanalysen.

De deskriptiva resultaten indikerar dock en positiv effekt av interventionen.

Diskussionen ovan rör gun homicides + assaults. Vår effektvariabel skulle egentligen vara Gun homicides. För denna variabel finns inte lika detaljerade resultat presenterade och då det är svårt att tolka resultaten för gun homicides + assaults så blir det ännu svårare rörande bara gun homicides. Men de regressionsresultat som presenteras indikerar en icke-signifikant positiv effekt.

Slutsatsen av denna studie blir att den bör tolkas som en indikation på en positiv effekt av interventionen. Men jag har svårt att få ihop deras verbala tolkningar med de koefficienter

som de redovisar för regressionsanalyserna (men det kan mycket väl vara jag som har svårt att förstå).

Rapport rörande Kriminalvård

Jag har fått sju artiklar som underlag för metaanalys. De har av SBU delats upp i tre olika grupper:

- Probation = [81], [83], [82]
- Prison = [79], [80]
- Prison + probation = [85], [84]

Efter en första genomläsning bedömde jag att det bästa måttet att använda för att göra studierna så jämförbara var andelen som återföll i brottslighet efter 12 månader. Nedan följer först en kort kommentar till respektive artikel och därefter följer en sammanställning av resultaten.

Boots, [81]

- De har tre grupper men vi fokuserar på att jämföra gängmedlemmar (med eller utan SWIFT).
- Enligt analysen i Table 1 så är grupperna väldigt lika vad avser bakgrundsvariabler.

Som utfallsvariabel har andelen new offense arrest/conviction valts från Table 1.

New offense arrest/ conviction	25.00%	33.33%
-----------------------------------	--------	--------

[Tolkar jag detta rätt att dessa siffror anger andelen som återfaller under tiden efter att de släppts från fängelset?]

När de i en multivariat analys studerar risken för new arrest (Table 5, model 1) så finner de ingen signifikant skillnad mellan grupperna. Till och med en lite lägre risk för kontrollgruppen. Men här tror jag att de har ett alvarligt problem med multikolinjäritet. De har i samma model med t.ex. variabeln "high technical violations". Så den frågan som modellen svarar på är om de skulle ha samma förekomst av high technical violations (och andra variabler) spelar så SWIFT någon roll? Men high technical violation är förmodligen extremt nära förknippat med samma aktiviteter som leder till arrest. Så om man tar hänsyn till high technical violations så har man i princip också tagit hänsyn till arrest. Därför tror jag att deras regressionsmodell är felspecificerad och vi bör använda de deskriptiva måtten i Tabell 1.

Weinrath, [83]

På sid 307 kan man läsa

The CEM matching makes little difference to the outcomes of the Spotlight and the comparison group. The reoffence rate for the treatment group increases slightly from 65.1% to 71.9%, but it also increases for the comparison group from 88.5% to 94.1% ($\chi^2 = 13.33^{***}$). Likewise, variation in the seriousness of recidivism still favours Spotlight: 19.3% high severity new convictions for treatment, as opposed to 29.4% comparison ($\chi^2 = 14.66^{**}$).

Här har vi *high severity new convictions* 19,3 procent mot 29,4 procent. Dessa siffror finns också presenterade i Tabell 1.

Eller skall man ta med *medium severity* också? Då blir siffrorna 31,6 procent mot 51,8 procent (Vi tar ej med medium)

Lane, [82]

Denna artikel ger väldigt motstridiga resultat. De subjektiva svaren från deltagarna visar på högre andel violent crimes i aktiv grupp jämfört med kontrollgrupp. Men tittar man på andelen som arresterats

⁷Similar results appear when we compare categories of offenses. For example, official records indicate that 5.2% of SOCP youth were arrested for a violent crime, but 67.5% indicated in the interview that they had committed one in the past year. For the control group, 10.5% were arrested for a violent crime, but 55.3% admitted to offenses against people. For property crime, only 10.6% of SOCP interviewees were

Då ingen av de andra studierna använder subjektiva endpoints bör vi nog använda registerdata. Så vi använder 5,2 procent för SCOP gruppen och 10,5 procent för kontrollgruppen.

Det är dock värt att i diskussionen ta upp dessa motstridiga resultat som presenteras i artikeln. Författarna själva spekulerar i diskussion tänkbara förklaringar till detta.

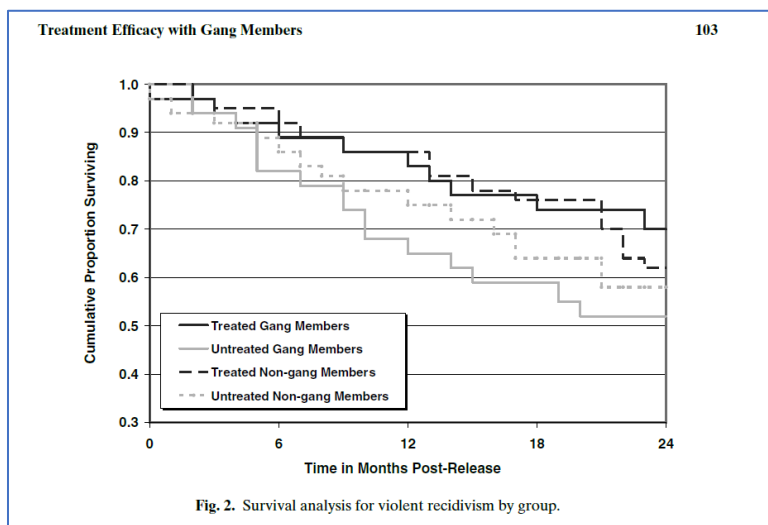
Di Placido, [79]

Det var 40 personer per grupp. Men.....

At the time of data collection, 10.6% ($n = 17$) of the total sample had not been released and were excluded from the outcome analyses. They are distributed in the groups as follows: UG = 6, TG = 4, UNG = 4, TNG = 3. An ANOVA for those in-

Så jag tolkar det som att antal UG=40-6=34 och TG=40-4=36.

Data tar jag från Figur 2. Vi kan visuellt avläsa att andelen som inte återfallit i violent recidivism är 88 procent efter 12 månader för treated gang members, det innebär att 12 procent återfallit. Motsvarande siffra för untreated gang members 68 procent ej återfallit och 32 procent återfallit.



Men hur är kontrollgruppen utvald?

Untreated or only partially treated participants (UG and UNG) were those who did not complete treatment at the RPC for a variety of reasons (e.g. voluntary withdrawal from the program, noncompliance with program rules), or those who were admitted for assessments only, for example, for parole release considerations.

Så har man jämfört de som slutförde programmen med de som inte slutförde programmen?

Spooner, [80]

Enligt Figur 1 så ser vi att GitRedy gruppen och dess kontrollgrupp båda ligger på 45 procent i survival rate. Det vill säga 55 procent har återfallit i båda grupperna.

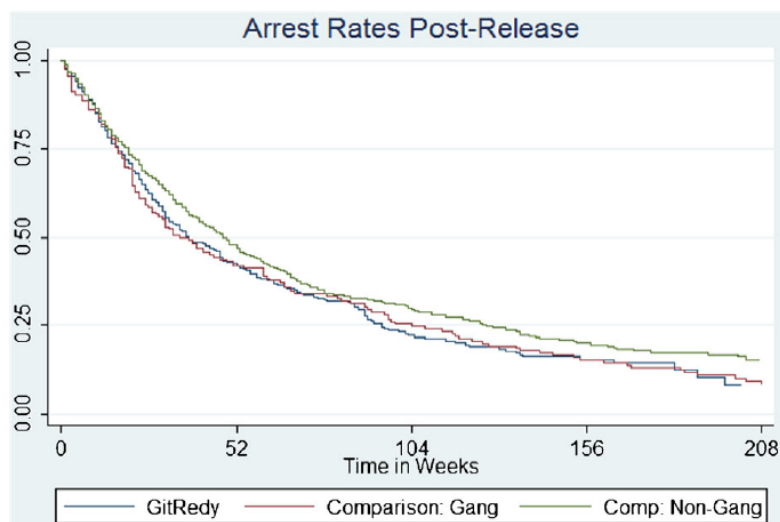


Fig. 1 Arrest rates by weeks after release among GitRedy and comparison youths

Därefter gör de en analys med hjälp av Cox-regression.

Table 3 Cox proportional hazard models of post-release arrest ($n = 978$)

	Model 1 ^a b (se)	Model 2 ^b b (se)	Model 3 ^a b (se)	Model 4 ^b b (se)
Key treatment variables				
Comparison (all) vs. GitRedy youths	-0.122 (0.076)	-0.110 (0.087)	-	-
Comparison (gang) vs. GitRedy youths	-	-	0.008 (0.103)	-0.113 (0.116)
Comparison (non-gang) vs. GitRedy youths	-	-	-0.168 (0.080)*	-0.110 (0.090)

Note: The likelihood of arrest is determined by holding all factors at their mean value. GitRedy youths is the reference group in all four models. b = unstandardized coefficient; se = robust standard error

^a Model with no control variables

^b Controls for age, race, ethnicity, citizenship, high school diploma, GED, sex offender registrant, IQ score, intellectual disability, violent offender, prior arrests, any prior incarceration, recent incarceration duration, and priority status

* $p < 0.05$

Här ser vi i modell 4 att koefficienten är $-0,113$. Det innebär att GetRidy gruppen har en hasardkvot som är cirka 1,12, det vill säga 1,12 gånger större risk att bli arresterad. Denna skillnad är inte signifikant och konfidensintervallet för hasardkvoten är 0,89 till 1,40. Så resultaten är förenliga med att GetRidy gruppen skulle kunna ha upp emot 10 procent lägre risk.

Så vi kan fråga oss hur skulle överlevnadskurvorna se ut i Figur 1 om de var justerade för de bakgrundsvariabler som ingår i modell 4?

$$hr = \frac{\ln(S_1(t))}{\ln(S_2(t))}$$

Löser man denna ekvation med villkoren att $hr=1,12$ och medelvärdet av $S_1(t)$ och $S_2(t)$ skall vara 0,45 så får man att överlevnadskurvorna borde ligga på 43 procent respektive 47 procent. (Det innebär 57 procent respektive 53 procent återfall)

Så antingen skulle man kunna använda de observerade frekvenserna i Figur 1, det vill säga 55 procent i båda grupperna och luta sig mot att den multivariata analysen är icke signifikant. Eller så använder man de härledda skattningarna på 57 procent respektive 53 procent. Jag lutar just nu åt det senare.

Men de säger också:

Following community reentry, GitRedy youths had the lowest rate of rearrest (78%), while comparison gang youths had the highest rate of rearrest (89%). There were no statistically significant differences between the three groups in the likelihood of rearrest across offense severity (i.e., violent, property, drug, other). Detailed rearrest statistics are located in the [Technical appendix](#).

Cook, [85]

J Quant Criminol (2015) 31:355–382

373

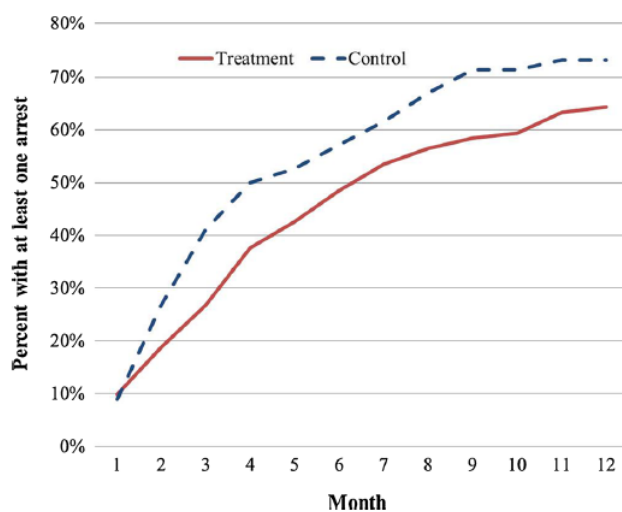


Fig. 2 Cumulative arrest rate by months from release

Effects on Recidivism

Our primary indicators of recidivism are arrest and re-imprisonment within the first year following release. We begin with an analysis of arrests.

Figure 2 shows the prevalence of arrest for the treatment and control group by month since prison release. Fully two-thirds of the offenders were arrested at least once during the first year, reflecting the fact that this sample was selected to be especially high risk. The prevalence of arrest after release is lower for Ts than Cs (63 vs. 72 %).

Jag har använt 63 och 72 procent.

Braga, [84]

Data är hämtade från Figur 2 som anger andelen violent arrest. Vid 12 månader har grupperna 10 procent respektive 23 procent.

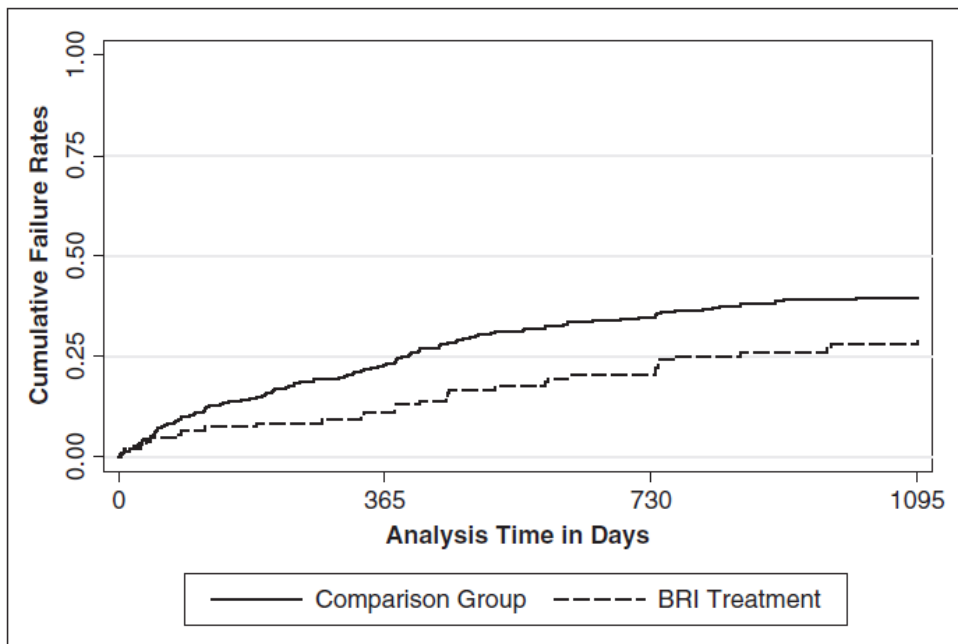


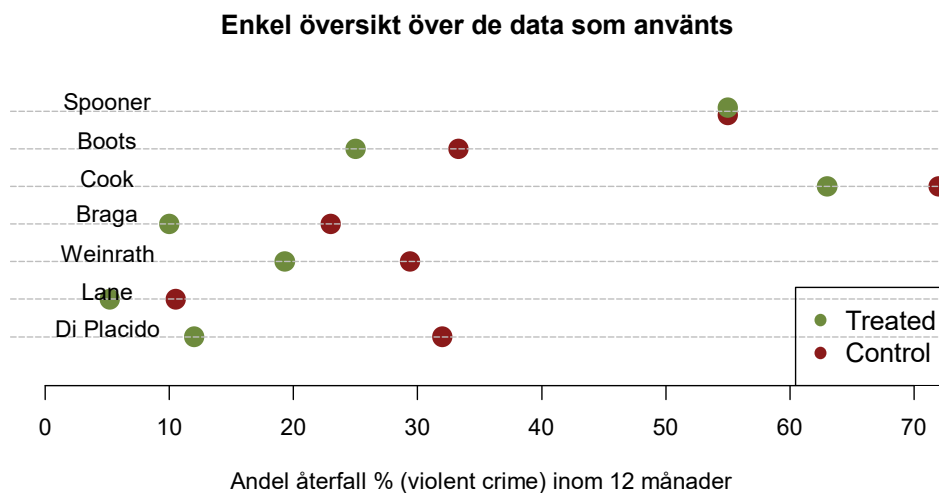
Figure 2. Kaplan-Meier cumulative failure rates.

Note: BRI = Boston Reentry Initiative.

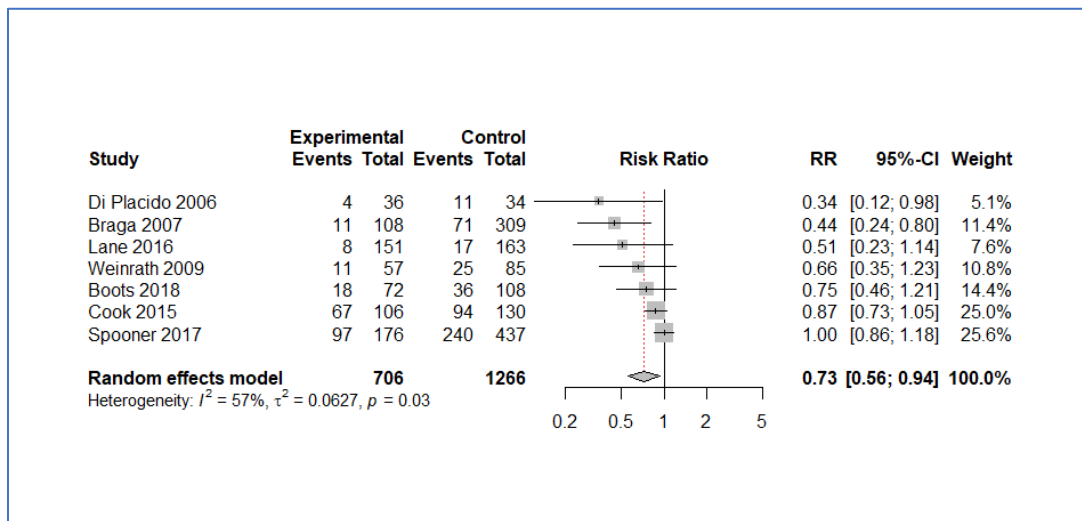
Log-rank statistic = 4.66, $p = .0309$.

Resultat

Först bara en enkel översiktsplot för att se vilka siffror som använts.



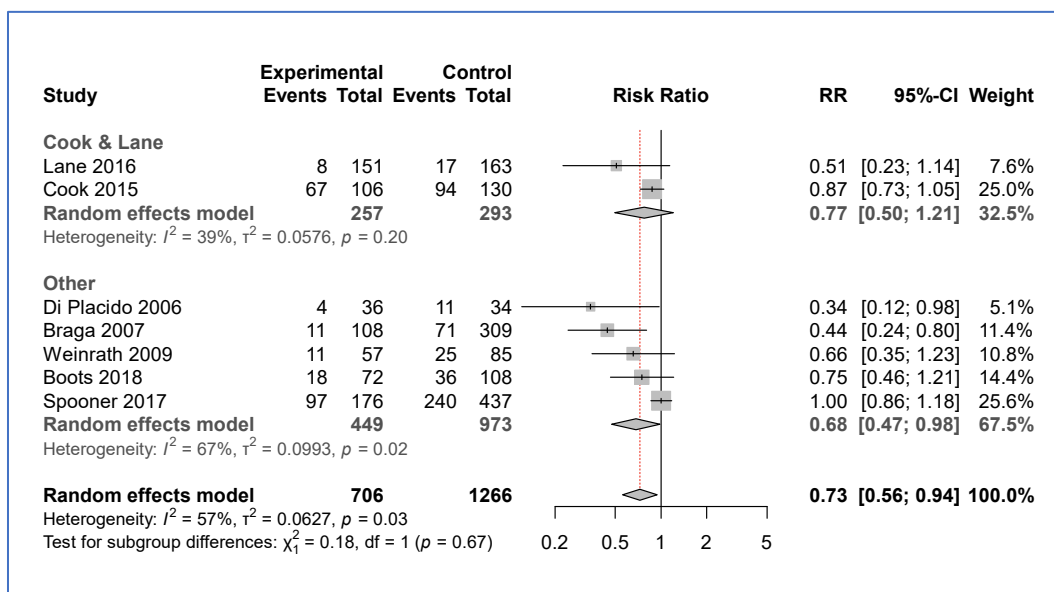
Sen en metaanalys med alla studier



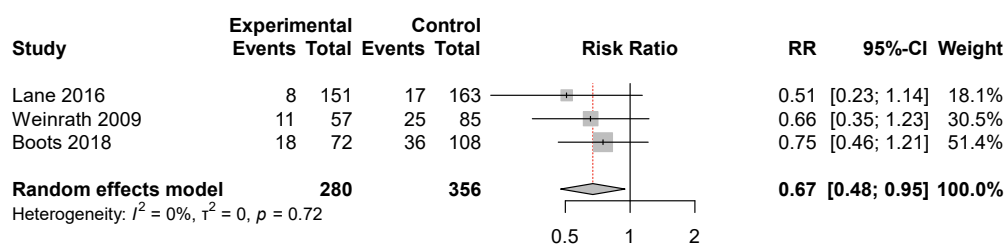
Vi ser en skattad oddskvot på 0,73. Precis signifikant heterogenitet.

Dela upp i två metaanalyser.

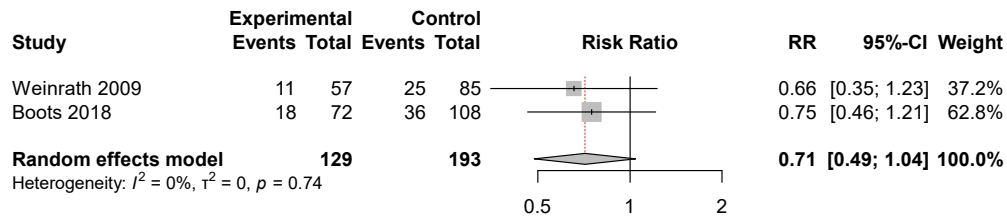
Cook och Lane i en plott och övriga i en plot.



- Probation=[81], [83], [82]

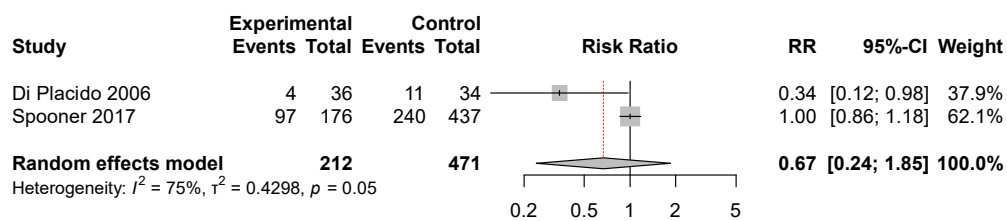


En med bara Booth och Weinrath.

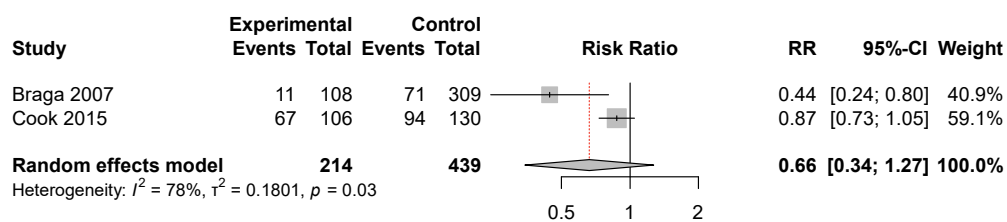


Fallande ordning effektstorlek.

- Prison = [79], [80]



- Prison + probation = [85], [84]



Referenser (samma numrering som i rapporten)

53. Braga AA, Weisburd D, Turchan B. Focused Deterrence Strategies and Crime Control. *Criminol Public Policy*. 2018;17(1):205-50. Available from: <https://doi.org/10.1111/1745-9133.12353>.
54. Kennedy DM. Advocate Old wine in new bottles: policing and the lessons of pulling levers. In: Braga AA, Weisburd D, editors. *Police Innovation: Contrasting Perspectives*. Cambridge Studies in Criminology. Cambridge: Cambridge University Press; 2006. p. 155-70.
55. Kochel TR, Nouri S, Samadi SY. Impact of Focused Deterrence on Lived Experiences With Gangs and Gun Violence: Extending Effects Beyond Officially Recorded Crime. *Crim Justice Policy Rev*. 2021;33(5):507-35. Available from: <https://doi.org/10.1177/08874034211063812>.
56. Engel RS, Tillyer MS, Corsaro N. Reducing Gang Violence Using Focused Deterrence: Evaluating the Cincinnati Initiative to Reduce Violence (CIRV). *Justice Q*. 2011;30(3):403-39. Available from: <https://doi.org/10.1080/07418825.2011.619559>.
57. Roman CG, Link NW, Hyatt JM, Bhati A, Forney M. Assessing the gang-level and community-level effects of the Philadelphia Focused Deterrence strategy. *J Exp Criminol*. 2019;15(4):499-527. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11292-018-9333-7>.
58. Corsaro N, Engel RS. Most Challenging of Contexts: Assessing the Impact of Focused Deterrence on Serious Violence in New Orleans Corsaro and Engel Focused Deterrence in New Orleans. *Criminol Public Policy*. 2015;14(3):471-505. Available from: <https://doi.org/10.1111/1745-9133.12142>.
59. Papachristos AV, Kirk DS. Changing the Street Dynamic. *Criminology & Public Policy*. 2015;14(3):525-58. Available from: <https://doi.org/10.1111/1745-9133.12139>.
60. Corsaro N, McGarrell EF. Reducing homicide risk in Indianapolis between 1997 and 2000. *J Urban Health*. 2010;87(5):851-64. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11524-010-9459-z>.
61. Boyle DJ, Lanterman JL, Pascarella JE, Cheng C-C. The Impact of Newark's Operation Ceasefire on Trauma Center Gunshot Wound Admissions. *Justice Res Policy*. 2010;12(2):105-23. Available from: <https://doi.org/10.3818/jrp.12.2.2010.105>.
62. Braga AA, Hureau DM, Papachristos AV. Deterring Gang-Involved Gun Violence: Measuring the Impact of Boston's Operation Ceasefire on Street Gang Behavior. *J Quant Criminol*. 2013;30(1):113-39. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10940-013-9198-x>.
63. Braga AA, Zimmerman G, Barao L, Farrell C, Brunson RK, Papachristos AV. Street Gangs, Gun Violence, and Focused Deterrence: Comparing Place-based and Group-based Evaluation Methods to Estimate Direct and Spillover Deterrent Effects. *J Res Crime Delinq*. 2019;56(4):524-62. Available from: <https://doi.org/10.1177/0022427818821716>.
64. Braga AA. Pulling levers focused deterrence strategies and the prevention of gun homicide. *J Crim Justice*. 2008;36(4):332-43. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2008.06.009>.
65. Sierra-Arevalo M, Charette Y, Papachristos AV. Evaluating the Effect of Project Longevity on Group-Involved Shootings and Homicides in New Haven, Connecticut. *Crime Delinq*. 2016;63(4):446-67. Available from: <https://doi.org/10.1177/0011128716635197>.

66. Braga AA, Pierce GL, McDevitt J, Bond BJ, Cronin S. The Strategic Prevention of Gun Violence Among Gang - Involved Offenders. *Justice Q.* 2008;25(1):132-62. Available from: <https://doi.org/10.1080/07418820801954613>.
67. Papachristos AV, Meares TL, Fagan J. Attention Felons: Evaluating Project Safe Neighborhoods in Chicago. *J Empir Leg Stud.* 2007;4(2):223-72. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1740-1461.2007.00096.x>.
68. Clark-Moorman K, Rydberg J, McGarrell EF. Impact Evaluation of a Parolee-Based Focused Deterrence Program on Community-Level Violence. *Crim Justice Policy Rev.* 2018;30(9):1408-30. Available from: <https://doi.org/10.1177/0887403418812999>.
69. Corsaro N, Brunson RK. Are suppression and deterrence mechanisms enough? Examining the "pulling levers" drug market intervention strategy in Peoria, Illinois, USA. *Int J Drug Policy.* 2013;24(2):115-21. Available from: <https://doi.org/10.1016/j.drugpo.2012.12.006>.
70. Corsaro N, Brunson RK, McGarrell EF. Evaluating a policing strategy intended to disrupt an illicit street-level drug market. *Eval Rev.* 2010;34(6):513-48. Available from: <https://doi.org/10.1177/0193841X10389136>.
71. Corsaro N, Brunson RK, McGarrell EF. Problem-Oriented Policing and Open-Air Drug Markets: Examining the Rockford Pulling Levers Deterrence Strategy. *Crime Delinq.* 2013;59(7):1085-107. Available from: <https://doi.org/10.1177/0011128709345955>.
72. Saunders J, Lundberg R, Braga A, Ridgeway G, Miles J. A Synthetic Control Approach to Evaluating Place-Based Crime Interventions. *J Quant Criminol.* 2015;31(3):413-34. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10940-014-9226-5>.
73. Saunders J, Robbins M, Ober AJ. Moving From Efficacy to Effectiveness. *Criminol Public Policy.* 2017;16(3):787-814. Available from: <https://doi.org/10.1111/1745-9133.12316>.
74. Buggs SA, Webster DW, Crifasi CK. Using synthetic control methodology to estimate effects of a Cure Violence intervention in Baltimore, Maryland. *Inj Prev.* 2022;28(1):61-7. Available from: <https://doi.org/10.1136/injuryprev-2020-044056>.
75. Corburn J, Nidam Y, Fukutome-Lopez A. The Art and Science of Urban Gun Violence Reduction: Evidence from the Advance Peace Program in Sacramento, California. *Urban Sci.* 2022;6(1). Available from: <https://doi.org/10.3390/urbansci6010006>.
76. Fox AM, Katz CM, Choate DE, Hedberg EC. Evaluation of the Phoenix TRUCE Project: A Replication of Chicago CeaseFire. *Justice Q.* 2015;32(1):85-115. Available from: <https://doi.org/10.1080/07418825.2014.902092>.
77. Park J, Schoenberg FP, Bertozzi AL, Brantingham PJ. Investigating Clustering and Violence Interruption in Gang-Related Violent Crime Data Using Spatial–Temporal Point Processes With Covariates. *J Am Stat Assoc.* 2021;116(536):1674-87. Available from: <https://doi.org/10.1080/01621459.2021.1898408>.
78. Wilson JM, Chermak S. Community-driven violence reduction programs. *Criminol Public Policy.* 2011;10(4):993-1027. Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1745-9133.2011.00763.x>.
79. Di Placido C, Simon TL, Witte TD, Gu D, Wong SC. Treatment of gang members can reduce recidivism and institutional misconduct. *Law Hum Behav.* 2006;30(1):93-114. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10979-006-9003-6>.

80. Spooner K, Pyrooz D, Webb V, Fox K. Recidivism among juveniles in a multi-component gang reentry program: findings from a program evaluation in Harris County, Texas: Springer Nature; 2017. 275-85 p.
81. Boots DP, Wareham J, Stevens-Martin K, Barbieri N. A preliminary evaluation of the supervision with immediate enforcement probation program for adult gang-affiliated offenders in Texas. *Crim Justice Behav.* 2018;45(7):1047-70. Available from: <https://doi.org/10.1177/0093854818774386>.
82. Lane J, Turner S, Fain T, Sehgal A. The effects of an experimental intensive juvenile probation program on self-reported delinquency and drug use. *J Exp Criminol.* 2007;3(3):201-19. Available from: <https://doi.org/10.1007/s11292-007-9038-9>.
83. Weinrath M, Donatelli G, Murchison MJ. Mentorship: A Missing Piece to Manage Juvenile Intensive Supervision Programs and Youth Gangs? *Canadian Journal of Criminology and Criminal Justice.* 2016;58(3):291-321. Available from: <https://doi.org/10.3138/cjccj.2015.E19>.
84. Braga AA, Piehl AM, Hureau D. Controlling Violent Offenders Released to the Community: An Evaluation of the Boston Reentry Initiative. *J Res Crime Delinq.* 2009;46(4):411-36. Available from: <https://doi.org/10.1177/0022427809341935>.
85. Cook PJ, Kang S, Braga AA, Ludwig J, O'Brien ME. An experimental evaluation of a comprehensive employment-oriented prisoner re-entry program. *J Quant Criminol.* 2015;31(3):355-82. Available from: <https://doi.org/10.1007/s10940-014-9242-5>.