

z.1

I) Dodatniego - idzie się spodziewać, że wraz z rozwojem gospodarczym będziemy mieli rozrost instytucjonalizmu kontrolującego coraz to więcej gałęzi gospodarki. Im bardziej jakościowe instytucje, tym z kolei większe zabezpieczenie przed ryzykiem wywłaszczenia

II) Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 4.62609 0.30058 15.39 <2e-16 ***

avexpr 0.53187 0.04062 13.09 <2e-16 ***

Przy przyroście PKB per capita skorygowane o PP w 1995 roku o 1% średnie zabezpieczenie przed ryzykiem wywłaszczenia wzrastało o średnio 0.53 jednostek ceteris paribus.

III) bo ryzyko nie jest czymś, co ma odzwierciedlenie w twardych danych - są kwantyfikowane miary ryzyka, ale nigdy nie poznamy właściwego ryzyka. Ryzyko może mieć odzwierciedlenie w innych zmiennych.

IV) I taką zmienną może być chociażby śmiertelność osadników. Idzie się domyśleć, że przy gorszej jakości i mniejszej kontroli instytucji zwiększy się szeroko pojęte "bezprawie", które będzie miało odzwierciedlenie w mniejszym zabezpieczeniu przed ryzykiem wywłaszczenia, samo ryzyko będzie jeszcze większe, oraz w śmiertelności osadników, którzy bez dostępu do jakościowych instytucji oraz przy większym bezprawiu będą częściej umierać.

V) Diagnostic tests:

df1 df2 statistic p-value

Weak instruments 1 68 29.80 7.29e-07 ***

Test wskazuje na silny instrument

VI) Standardowo:

Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 4.62609 0.30058 15.39 <2e-16 ***

avexpr 0.53187 0.04062 13.09 <2e-16 ***

Przy metodzie zmiennych instrumentalnych:

Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 2.3702 0.8376 2.830 0.00612 **

avexpr 0.8684 0.1250 6.946 1.77e-09 ***

df1 df2 statistic p-value

Weak instruments 1 68 29.80 7.29e-07 ***

Wu-Hausman 1 67 25.17 4.11e-06 ***

Wu-Hausman wskazuje na endogeniczność. Współczynnik przy zmiennej avexpr przy metodzie zmiennych instrumentalnych jest wyraźnie wyższy.

VII) Ta zmienna może mieć pewien wpływ na średnie zabezpieczenie przed ryzykiem wywłaszczenia. Jeśli osadnictwo w 1900 roku było relatywnie duże, można oczekiwać, że w 1995 roku instytucje będą silniejsze, co za tym idzie średnie zabezpieczenie przed ryzykiem wywłaszczenia będzie większe.

VIII) i IX) Res.Df RSS Df Sum of Sq F Pr(>F)

1 67 32.190

2 65 22.066 2 10.124 14.911 4.679e-06 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Instrumenty są mocne

Coefficients:

Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)

(Intercept) 2.7173 0.6978 3.894 0.00023 ***

avexpr 0.8144 0.1040 7.830 4.88e-11 ***

Diagnostic tests:

df1 df2 statistic p-value

Weak instruments 2 66 21.406 6.83e-08 ***

Wu-Hausman 1 66 28.990 1.04e-06 ***

Sargan 1 NA 0.437 0.509

Wedle testów zmienne są endogeniczne, na tle standardowego modelu MNK widzimy również wzrost oszacowania dla avexpr, jednakże jest nieco mniejszy niż w wypadku jednej zmiennej instrumentalnej X) Raczej dodatniego, wartości najbliższe zeru są zgromadzone wokół równika, gdzie raczej poziom "instytucjonalizmu" jest niższy niż w państwach wysoko rozwiniętych, które zazwyczaj są na wyższych bezwzględnych szerokościach geograficznych

XI) Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	4.8729	0.3280	14.855	< 2e-16 ***
avexpr	0.4635	0.0555	8.352	2.49e-13 ***
lat_abst	0.8722	0.4877	1.788	0.0765 .

Przy przyroście

Przy przyroście PKB per capita skorygowane o PP w 1995 roku o 1% średnie zabezpieczenie przed ryzykiem wyłączenia wzrastało o średnio 0.46 jednostek ceteris paribus, zmienna bezwzględnych szerokości geograficznych na poziomie istotności $\alpha=0.05$ jest nieistotna statystycznie, natomiast na np. $\alpha=0.1$ sugerowałaby, że wzrasta o średnio 0.87 stopnia.

XII) W mojej opinii w wypadku tej zmiennej nie powinno być mowy o większej endogeniczności. Szerokość geograficzna jest obiektywną i mierzalną miarą. Możemy mówić o korelacji z innymi zmiennymi, ale nie o stricte endogeniczności.

XIII) Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.9755	1.0975	1.800	0.0764 .
avexpr	0.9735	0.1929	5.047	3.76e-06 ***
lat_abst	-1.6294	1.3205	-1.234	0.2216

Diagnostic tests:

	df1	df2	statistic	p-value
Weak instruments	2	65	8.606	0.000484 ***
Wu-Hausman	1	65	25.648	3.62e-06 ***
Sargan	1	NA	0.105	0.746008

Przy przyroście PKB per capita skorygowane o PP w 1995 roku o 1% średnie zabezpieczenie przed ryzykiem wyłączenia wzrastało o średnio 0.97 jednostek ceteris paribus.

Współczynnik przy avexpr jest widocznie wyższy niż przy normalnym modelu, natomiast lat_abst jest nieistotny nawet dla $\alpha=0.1$. Wszystkie testy wskazują na endogeniczność modelu.

XIV) nowe zmienne - PKB per capita korygowane o PPP dla 2018 roku oraz government effectiveness dla 2018, na początek standardowy model [1]

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	7.640754	0.101357	75.39	< 2e-16 ***
GovEff	0.035148	0.001756	20.01	< 2e-16 ***

Standardowy model [2]

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	7.511661	0.102577	73.230	< 2e-16 ***
GovEff	0.030666	0.002043	15.012	< 2e-16 ***
lat_abst	1.189321	0.308226	3.859	0.000169 ***

A teraz odpowiednio dla [1] i [2] model z obiema zmiennymi instrumentalnymi

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	7.136609	0.179577	39.74	< 2e-16 ***
GovEff	0.044005	0.003917	11.23	< 2e-16 ***

Diagnostic tests:

	df1	df2	statistic	p-value
Weak instruments	2	80	36.276	6.12e-12 ***
Wu-Hausman	1	80	13.552	0.00042 ***
Sargan	1	NA	0.296	0.58614

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	7.13062	0.20265	35.187	< 2e-16 ***
GovEff	0.05083	0.01497	3.397	0.00107 **
lat_abst	-1.48733	3.11476	-0.478	0.63430

Diagnostic tests:

	df1	df2	statistic	p-value
Weak instruments (GovEff)	2	80	36.276	6.12e-12 ***
Weak instruments (lat_abst)	2	80	30.046	1.85e-10 ***
Wu-Hausman	2	78	6.327	0.00284 **
Sargan	0	NA	NA	NA

Zmienne również wychodzą endogeniczne, natomiast współczynnik dla GovEff jest widocznie niższy w każdej wersji od danych z 1995, lat_abst w wypadku modelu bez zmiennych instrumentalnych jest natomiast istotne statystycznie - na przyrost PKB o 1% bezwzględna sześciość geograficzna zwiększa się średnio o 1.16 stopnia, ceteris paribus.

z.2

I) endogeniczne są import i eksport, pozostałe są egzogeniczne

II) Z warunku koniecznego wynika, że możemy zidentyfikować parametry, liczba parametrów egzogenicznych w pierwszym równaniu jest większa od endogenicznych w drugim i vice versa. Warunek wystarczający też jest spełniony, bo liczba zmiennych endogenicznych jest równa rzędu macierzy formy zredukowanej.

III)IM:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-8.03883	1.03250	-7.786	1.06e-11 ***
dd	1.17509	0.15486	7.588	2.71e-11 ***
reer	0.12848	0.05636	2.280	0.025 *
Lim	0.36236	0.08377	4.326	3.89e-05 ***

Multiple R-squared: 0.9919, Adjusted R-squared: 0.9916

EX:

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-9.81894	3.92324	-2.503	0.0141 *
ddf	0.80428	0.32603	2.467	0.0155 *
reer	-0.11831	0.11905	-0.994	0.3230
Lex	0.85276	0.05691	14.986	<2e-16 ***

Multiple R-squared: 0.9831, Adjusted R-squared: 0.9825

(Dla EX jest nieistotne statystycznie, więc nie interpretuję) Dla modelu importu ceteris paribus na poziomie istotności 0.05 za wzrostem kursu walutowego o 0.13% średnio idzie wzrost importu o 1%.

V) Fragmentacja środków produkcji została uwzględniona w taki sposób, że przydzielono w każdym modelu dodatkową zmienną egzogeniczną dla odpowiednio importu i eksportu - EX i IM, gdyż przy fragmentacji środków produkcji bardzo często produkcja lokalnych produktów jest przenoszona do innych krajów i ich transport do "ojczyzny" wlicza się w eksport, podczas gdy są one później importowane.

VI) Z warunku koniecznego wynika, że możemy zidentyfikować parametry, liczba parametrów egzogenicznych w pierwszym równaniu jest większa od endogenicznych w drugim i vice versa. Warunek wystarczający też jest spełniony, bo liczba zmiennych endogenicznych jest równa rzędu macierzy formy zredukowanej.

VII i VIII) dla importu:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-4.5820392	0.9846759	-4.65335	1.1184e-05 ***
dd	0.7412155	0.1427906	5.19093	1.2865e-06 ***
reer	0.1237219	0.0479033	2.58274	0.011415 *
ex	0.3868942	0.0493176	7.84495	8.4999e-12 ***
Lim	0.1536918	0.0740093	2.07666	0.040684 *

Multiple R-Squared: 0.994017 Adjusted R-Squared: 0.993751

dla eksportu:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-2.4109834	2.9937033	-0.80535	0.42274
ddf	0.1320845	0.2505516	0.52717	0.59937
reer	-0.1093140	0.0873584	-1.25133	0.21406
im	0.7491675	0.0728473	10.28408	< 2.22e-16 ***
Lex	0.3277457	0.0630912	5.19479	1.2661e-06 ***

Multiple R-Squared: 0.99063 Adjusted R-Squared: 0.990214

Dla importu zmalało oszacowanie dla popytu lokalnego i opóźnionego importu, minimalnie też dla kursu walutowego. Ceteris paribus średnio za przyrostem importu o 1% wzrasta eksport o 0.39%. Uwzględnienie eksportu podziało na wyniki w widoczny sposób, najprawdopodobniej ma to do czynienia z fragmentaryzacją produkcji, bowiem część opóźnionego importu może być wytłumaczona zmienną eksportu. Natomiast w wypadku eksportu nieistotny staje się popyt za granicą, spada oszacowanie dla opóźnionego eksportu, natomiast ceteris paribus średnio zwiększenie eksportu o 1% pociąga za sobą wzrost importu o 0.75% - widać też tutaj prawdopodobny wpływ fragmentaryzacji produkcji.

Można użyć 3MNK, patrząc na warunek konieczny wskazujący na użycie 2MNK, z drugiej strony nie mamy autokorelacji, więc nie jest to konieczne.

> dwtest(modelex)

DW = 2.6473, p-value = 0.9985

> dwtest(modelim)

DW = 2.3087, p-value = 0.8963

IX) Mnożnik dynamiczny:

	im	ex
Intercept	-0.0325047707	-0.0324103268
dd	0.0031570453	0.0031478555
ddf	0.0005143578	0.0005128678
reer	-0.0001714655	-0.0001709755

Długookresowy:

	Lim	Lex
Intercept	-15.40269964	-10.66272468
dd	1.82411559	0.95837789
ddf	0.15659841	0.18924099
reer	0.07812259	-0.09376636

Skumulowany mnożnik dynamiczny:

	im	ex
Intercept	-15.31923370	-10.57950099
dd	1.81600893	0.95029478
ddf	0.15527763	0.18792404
reer	0.07856289	-0.09332733

IRF dla 20 okresów:

	NAME	IM	EX
1	Intercept	-0.733444416139511	-0.507731373372956
2	dd	0.0868609502899045	0.0456353504813111
3	ddf	0.00745679046390044	0.00901119985700007
4	reer	0.00372021546213094	-0.00446497282814517

CIRF dla 20 okresów:

	NAME	IM	EX
1	Intercept	-14.4955791423974	-9.80954584324837
2	dd	1.73242552162627	0.876356855547638
3	ddf	0.143196214655951	0.175515967340488
4	reer	0.0811662152575721	-0.0888555925086171

Dla salda handlowego:

	Intercept	dd	ddf	reer
dynamiczny	9.444398e-05	-9.189815e-06	-1.490004e-06	4.899985e-07
długookresowy	4.739975e+00	-8.657377e-01	3.264258e-02	-1.718889e-01

```

skumulowany  4.739733e+00 -8.657141e-01 3.264641e-02 -1.718902e-01
IRF20         -9.076101e+00 7.894959e-01 1.680592e-01 -9.257581e-02
CIRF20        4.686033e+00 -8.560687e-01 3.231975e-02 -1.700218e-01

```

X)

```

                Intercept      dd      ddf      reer
dynamiczny import -75923.68100 -664.9648350 6737.752548 -1347.234984
dynamiczny export  41106.06505 310.7267893 -3622.719511 739.841126
dlugookresowy import -77.42752 1.9555502 5.600606 -1.285716
dlugookresowy export -92.11834 -0.1644164 7.778034 -1.630563
skumulowany import  61571.55738 259.9384996 -5321.612862 1151.981682
skumulowany export -21696.44579 -106.6318677 1882.804449 -402.439382

```

Przedziały ufności:

```

                Intercept      dd      ddf      reer
gorny DI  147798.71654 747.9584885 26295.541952 2746.0881870
sredni DI  -75923.68100 -664.9648350 6737.752548 -1347.2349839
dolny DI  -299646.07854 -2077.8881585 -12820.036856 -5440.5581549
gorny DE  138863.41969 946.2930034 4937.561351 2522.2786012
sredni DE  41106.06505 310.7267893 -3622.719511 739.8411258
dolny DE  -56651.28958 -324.8394247 -12183.000373 -1042.5963495
gorny DOI  518.92973 2.5356348 56.521249 9.8850109
sredni DOI  -77.42752 1.9555502 5.600606 -1.2857161
dolny DOI  -673.78478 1.3754655 -45.320037 -12.4564431
gorny DOE  21.71382 -0.0464710 17.498563 0.5026493
sredni DOE  -92.11834 -0.1644164 7.778034 -1.6305632
dolny DOE  -205.95051 -0.2823619 -1.942494 -3.7637757
gorny SI  146388.51675 683.6191385 2014.427054 2737.0705576
sredni SI  61571.55738 259.9384996 -5321.612862 1151.9816820
dolny SI  -23245.40198 -163.7421394 -12657.652777 -433.1071936
gorny SE  9825.10120 81.1704478 4629.834716 177.9609067
sredni SE  -21696.44579 -106.6318677 1882.804449 -402.4393821
dolny SE  -53217.99278 -294.4341833 -864.225817 -982.8396709

```

Które mnożniki są statystycznie istotne? Nie będę liczyć wszystkich, bo mi by nie starczyło miejsca (zresztą czy powinienem sprawdzać wszystkie 6000 mnożników?) w raporcie, dlatego podzielę się jedynie sposobem, jakbym to zrobił. Na przykładzie dla mnożnika dynamicznego dla importu dla zmiennej Intercept:

```
dolnyDII<df1$X1.Intercept & df1$X1.Intercept<gornyDII
```

gdzie dolny DII to wartość dolnego DI dla Intercept w przedziałach ufności, a górny DII to wartość górnego DII.

Na przykładzie tego wyszło mi, że 2 oszacowania nie są istotne statystycznie.

Jeśli bym chciał np. zmienną dd, zamiast Intercept dałbym dd, gdybym brał inny mnożnik zmieniłbym df1 na np. df2 (tak to nazwałem w kodzie).