
ДИАЛЕКТИКА ПРОТИВОДЕЙСТВИЯ КОРРУПЦИИ

УДК 343.9:328.185

Й. ТАУШЕР,

кандидат экономических наук, доцент,

Р. ЧАЙКА,

кандидат экономических наук, ассистент заместителя декана, старший преподаватель,

И. И. БОЛОТОВ,

кандидат экономических наук, MBA-MAE, старший преподаватель

Пражский экономический университет, г. Прага, Чехия

ДЕТЕРМИНАНТЫ КОРРУПЦИИ В СТРАНАХ ЦЕНТРАЛЬНОЙ И ВОСТОЧНОЙ ЕВРОПЫ¹

Цель: определение силы и направления зависимости между уровнем коррупции и его детерминантами в странах Центральной и Восточной Европы.

Методы: коинтеграционный регрессионный анализ Энгла и Грейнджера для панельных данных на основе расширенных тестов единичного корня Дики-Фуллера и мета-тестов Чои.

Результаты: согласно нашей модели, вступление в Европейский союз и создание более сильных парламентских коалиций благотворно влияют на коррупцию в странах региона. Наоборот, членство в Организации экономического сотрудничества и развития, централизация власти в руках президента и увеличение числа партий вместе с ростом неравномерности доходов в обществе ведут к усилению коррупции.

Научная новизна: определены детерминанты коррупции для стран Центральной и Восточной Европы на региональном уровне за 1975–2012 гг.

Практическая значимость: в возможности лучше понять негативные общественные явления в Центральной и Восточной Европе, что позволит оптимизировать антикоррупционную политику стран в будущем.

Ключевые слова: Центральная и Восточная Европа; коррупция; детерминанты; коинтеграционный анализ; регрессия.

Введение

С точки зрения социально-экономических наук наиболее упоминаемой и дискутируемой темой последних лет является мировой экономический кризис 2008 г. Центральная и Восточная Европа (далее – ЦВЕ), однако, уже долгое время

сталкивается с другим негативным явлением, а именно – с коррупцией¹. Коррупция часто обсуждается в политических дискуссиях, повседневной жизни граждан, а также является предметом ряда исследований. При этом в настоящее время не существует ни общей теории, объясняющей

¹ Статья была подготовлена в рамках проекта Пражского экономического университета IGS F2/9/2012 “Podnikatelské prostředí v České republice a jeho vliv na konkurenceschopnost ČR”.

² Надо отметить, что коррупция не является характерной особенностью только стран ЦВЕ. Случаи коррупции отмечались еще в древнем Китае и Египте, а также в окружении Папы Римского в Ватикане.

данное явление и его причины, ни эффективной политики, направленной на борьбу с ним.

Тема коррупции является предметом исследования многих авторов экономического и юридического направлений [1–15] и т. д. Тем не менее большинство этих и других исследований редко производятся на региональном уровне, из-за чего в настоящее время не существует консенсуса относительно детерминант коррупции в регионе ЦВЕ. Целью данной статьи является восполнение этого пробела на основе эконометрических расчетов, что позволит сделать выводы о силе и пропорциональности зависимости между уровнем коррупции в странах ЦВЕ и группами переменных (экономическими, политическими и др.).

В статье используется коинтеграционный регрессионный анализ по методу Энгла и Грейнджера [16; 17], приспособленный к панельным данным с помощью мета-тестов Чои [18], описанный, например, в [10]. Статья основывается на данных за 1975–2012 гг. PRS Group (International Country Risk Guide), Transparency International*, Группы Всемирного банка (World Bank Group), Мирового экономического форума (World Economic Forum) и Международного института управленческого развития (International Institute for Management Development).

Модель

Используемая нами модель имеет следующее формальное представление:

$$CORR_{it} = \beta_{it} X_{it} + v_i + \varepsilon_{it},$$

где $CORR_{it}$ – уровень коррупции, β_{it} и X_{it} – векторы коэффициентов и регрессоров, v_i – эффекты, ε_{it} – ошибки, i – страна ЦВЕ и t – год.

Методология $CORR_{it}$

В настоящее время не существует общепринятого определения коррупции, в том числе из-за различного восприятия этого явления в разных странах³. Американский политолог Джозеф

Самуил Най [19], и Transparency International [20, с. 14] определяют ее как *поведение лица или группы лиц, при котором для достижения личной или семейной выгоды происходит отклонение от обязанностей, возложенных на него / них обществом*⁴, причем речь может идти как о бюджетном, так и о частном секторах. Transparency International выделяет несколько видов коррупции в соответствии с размером хищений / ущерба.

В связи с этим и с тем, что коррупция, как правило, скрыта внутри политической и экономической системы страны (из-за противоправности коррупционного поведения) [21], в настоящее время для измерения ее уровня чаще используется не количество выявленных случаев коррупции⁵, а качественная оценка на основе опросов общественного мнения (анкет) по определенной шкале баллов. В этой статье мы используем данные оценок PRS Group (International Country Risk Guide, 1980–1998 гг.) и Индекс восприятия коррупции (Corruption Perception Index, CPI) Transparency International (1995–2012 гг.), пересчитанные на шкалу PRS Group, 1–6, где 1 – самый высокий уровень коррупции, а 6 – самый низкий.

Составляющие X_{it}

В нашей модели использованы четыре группы переменных, которые наиболее часто встречаются в аналогичных исследованиях [3–15]: 1) общие; 2) экономические; 3) политические и 4) другие (институциональные, культурные и т. п.) факторы.

Группа «общие переменные» представлена HDI, Индексом человеческого развития как ме-

Европы).

⁴ Речь в таком случае идет о нарушении правила беспристрастности (равных условий для всех клиентов, поставщиков, участников тендера и т.д.) и / или о незаконном обогащении соответствующего лица / группы лиц (взятках). Оба эти явления – основные проявления коррупции и ее главные характерные признаки.

⁵ Таких случаев, как правило, больше всего в странах со «средним» уровнем коррупции, так как в странах с высоким уровнем коррупции борьба с этим негативным явлением малоэффективна, а в странах с низкой или практически нулевой коррупцией она не проводится в аналогичных масштабах. Это приводит к искажениям в результатах международных сравнений.

* Признана нежелательной организацией в РФ с 21.03.2023 / Recognized as an undesirable organization in the Russian Federation as of 21.03.2023.

³ Например, небольшой подарок, передаваемый в знак благодарности в одной культурной среде, может быть расценен как взятка, т.е. как проявление коррупции, в другой культурной среде (сравни страны Азии и Западной

рой качества жизни в стране, рассчитываемым по данным об уровне бедности, грамотности, образования, средней продолжительности жизни, рождаемости и об экономической ситуации в стране. HDI варьирует в пределах 0 (наименьший уровень развития) и 1 (наиболее высокий уровень развития).

Группа «экономические переменные» представлена двумя факторами: GDP, валовым внутренним продуктом в USD на душу населения после пересчета на стандарт покупательской способности и GINI (коэффициентом Джини), измеряющим неравномерность распределения доходов в стране, где 0 – равное распределение доходов, а 1 – абсолютно неравномерное распределение (1 % населения получает 100 % дохода)⁶. Источниками данных являются в обоих случаях базы данных Группы Всемирного банка (World Bank Group), World Development Indicators, Global Development Finance и другие за 1975–2012 гг.

Группа «политические переменные» представлена десятью факторами на основе Database of Political Institutions 2012 Группы Всемирного банка (World Bank Group) за 1975–2011 гг. с упрощением шкалы оценки⁷: *SYS*, политическая система, 1 – полупрезидентская (смешанная) республика, 2 – парламентская республика, 3 – президентская республика, 0 – другой тип; *INPOWpr*, время правления президента в годах, 0 – отсутствие точных данных; *INPOWpa*, время правления партии / коалиции в годах, 0 – отсутствие точных данных; *ORIENT*, политическая ориентация, 1 – левая, 2 – центр, 3 – правая, 0 – социалистическая (преобладала до 1989 г.), 4 – другой тип; *D_ELECTra*, проведение выборов в парламент в данном году (1 – да; 0 – нет); *D_ELECTpr*, проведение выборов президента в данном году (1 – да; 0 – нет); *MAJpa*, степень централизации власти на основе парламентских выборов (1 – максимальная, 7 – минимальная);

⁶ С формальной точки зрения коэффициент Джини является соотношением интеграла так называемой кривой Лоренца (текущим распределением доходов) к площади под линией -45° (абсолютно равномерным распределением доходов).

⁷ Одним из главных изменений был перевод трудноинтерпретируемого значения -999 на 0 или 4.

MAJpr, степень централизации власти на основе президентских выборов (1 – максимальная, 7 – минимальная)⁸; *MAJ*, доля правящей партии / коалиции в парламенте (0 – 1); *D_Socialist*, социалистический период в истории страны ЦВЕ (1 – год, когда страна являлась социалистической, 0 – наоборот); и *TIME*, длительность существования политической системы (в годах).

Последняя группа – «остальные переменные» представлена пятью факторами: *LOC*, географическое положение страны в регионе ЦВЕ (1 – страны, принятые в Европейский союз в 2004 г., 2 – страны, принятые в Европейский союз в 2007 г., 3 – страны Содружества независимых государств, СНГ, и Украина); *D_EU*, членство в Европейском союзе (1 – да, 0 – нет); *D_OECD*, членство в Организации экономического сотрудничества и развития, ОЭСР (1 – да, 0 – нет); и *D_WTO*, членство во Всемирной торговой организации, WTO (1 – да, 0 – нет).

Размер выборки

Для получения оценок коэффициентов модели были выбраны десять стран из «расширенного» региона ЦВЕ (ЦВЕ + СНГ и Украина): Болгария, Беларусь, Чехия, Венгрия, Казахстан, Польша, Румыния, Россия, Словакия и Украина; что позволило включить в модель крупные страны региона и компенсировать его неоднородность (сравни, например, количество новых стран-членов Европейского союза в регионе ЦВЕ и количество членов СНГ), а также недостаток данных за отдельные страны.

Выборка включает данные за 1975–2012 гг. с дорасчетом отсутствующих значений и по-

⁸ Шкала для *MAJpa* и *MAJpr*: 1 – условия выборов не определены или выборы не проводились; 2 – премьер-министр / президент назначен без выборов; 3 – премьер-министр / президент избран как единственный кандидат; 4 – премьер-министр / президент избран из нескольких кандидатов одной партии; 5 – больше чем одна партия могут выдвигать кандидатов, но мандат получает лишь одна из них; 6 – мандаты получают несколько партий (кандидатов), однако, хотя бы одна (один) из них достигает 75 %; 7 – мандат получает несколько партий, однако, ни одна из них не достигает 75 %.

вторений⁹ и в общей сумме составляет 380 наблюдений¹⁰.

Методология

В данной статье оценки коэффициентов модели производятся с помощью коинтеграционного регрессионного анализа панельных данных по методу Энгела и Грейнджера [16; 17], основанного на расширенных тестах Дики-Фуллера (ADF) [22], для проверки наличия единичного корня¹¹ с обобщением для панельных данных с помощью мета-тестов Чои, показывающих степень однородности результата (гипотеза H_0 у мета-тестов Чои совпадает с H_0 у ADF теста, а H_1 обозначает неоднозначность результата – наличие стационарных и интегрированных временных рядов в панельных данных) [18].

Данный анализ является модификацией регрессионного анализа панельных данных при условии, что: 1) зависимая переменная и регрессоры имеют одинаковую максимальную степень интегрированности (как минимум, 1, в противном случае используется стандартный регрессионный анализ) и 2) ошибки регрессии являются стационарными (в противном случае, регрессия считается мнимой, а переменные не связанными между собой)¹². Подробное описание данного метода представлено, например, в [10].

Коинтеграционный регрессионный анализ панельных данных в нашем случае имеет две формы: объединенный (pooled data, $v_i = 0$) и фиксированные эффекты (fixed effects, $v_i \neq 0$)¹³.

⁹ В случае социалистической политической системы 1970-х и 80-х гг. мы предполагаем относительную стабильность ряда переменных, что позволяет заменить отсутствующие значения повторениями предыдущих.

¹⁰ По нашим данным, эта панель является одной из наиболее крупных по теме коррупции для региона ЦВЕ.

¹¹ В качестве теста единичного корня, однако, могут быть использованы и другие тесты, например, тест Квятковского-Филлипса-Шмидта-Шина (KPSS).

¹² Данное условие является распространенным в эконометрической практике. Оригинальный метод Энгела и Грейнджера предписывает только более низкую степень интеграции ошибок регрессии, чем у переменных в регрессионной модели.

¹³ В нашем случае выборка представляет собой большую часть генеральной совокупности, поэтому использование фиксированных эффектов предпочтительнее. Кроме того, при данном количестве регрессоров 380 наблюдений недостаточно для вычисления случайных эффектов (random effects).

Результаты

Согласно результатам ADF тестов и мета-тестов Чои, все регрессоры X_{it} имеют практически однородную ненулевую степень интеграции (1), а ошибки регрессии у объединенной модели и фиксированных эффектов практически однородно стационарны при уровне значимости 5 %, что свидетельствует о немности взаимосвязи (регрессии) между $CORR_{it}$ и X_{it} .

Оценки коэффициентов β_{it} , ошибки и p -значения, а также параметры регрессии приведены в табл. 1 и 2. В обоих случаях мы корректируем гетероскедастичность, выявленную на основе тестов Вайта (при значимости 5 %) с помощью оценки Ньюи-Веста (НАС) [23].

Согласно тесту Бройша-Пагана [24], объединенная модель не является оптимальной при уровне значимости 5 %, что оправдывает применение фиксированных эффектов: прирост R^2 составляет 0,106 (в целом он составил 0,7385 при статистике Дурбина-Уотсона большей чем 0,5) (табл. 2).

Обзор статистически значимых факторов коррупции, отсортированных по силе влияния, представлен в табл. 3.

Выводы

Проведенное исследование позволило произвести оценку детерминантов коррупции в регионе Центральной и Восточной Европы (ЦВЕ) на выборке 10 стран за 1975–2012 гг. (380 наблюдений).

Согласно нашей модели, вступление стран ЦВЕ в Европейский союз (ЕС) и создание более сильных парламентских коалиций благотворно влияют на борьбу с коррупцией, что можно объяснить усилением общественного и политического контроля, а также изменениями в законодательстве (в связи с членством в ЕС).

Наоборот, членство в ОЭСР, централизация власти в руках президента и увеличение числа партий вместе с ростом неравномерности доходов в обществе ведут к усилению коррупции; что может свидетельствовать о слабой взаимосвязи между уровнем экономического развития страны и уровнем коррупции.

В целом, наши результаты не противоречат предыдущим исследованиям на подобную тему, однако дальнейшие изыскания позволят воссоздать более подробную картину.

Оценки объединенной модели (pooled regression)*

Model: Pooled OLS, using 378 observations
 Included 10 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 36, maximum 38
 Dependent variable: CORR
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	5.74164	1.28917	4.454	1.13e-05	***
HDI	-1.72882	1.81570	-0.9521	0.3417	
GDP	0.000196401	8.49781e-05	2.311	0.0214	**
GINI	-0.0411314	0.0116021	-3.545	0.0004	***
SYS	-0.0154159	0.258110	-0.05973	0.9524	
INPOWpr	-0.0261870	0.0107939	-2.426	0.0158	**
INPOWpa	0.00478858	0.0124729	0.3839	0.7013	
ORIENT	0.0718992	0.0699233	1.028	0.3045	
D_ELECTpa	0.00583761	0.0570207	0.1024	0.9185	
D_ELECTpr	0.0174971	0.0749856	0.2333	0.8156	
MAJpa	-0.166617	0.0815439	-2.043	0.0418	**
MAJpr	0.0218954	0.0969465	0.2259	0.8214	
MAJ	0.391014	0.304376	1.285	0.1997	
TIME	-0.0369753	0.00858170	-4.309	2.12e-05	***
D_Socialist	-0.0872086	0.402137	-0.2169	0.8284	
LOC	-0.164926	0.186818	-0.8828	0.3779	
D_EU	-0.0938514	0.181211	-0.5179	0.6048	
D_OECD	-0.599961	0.443102	-1.354	0.1766	
D_WTO	-0.220747	0.355583	-0.6208	0.5351	
Mean dependent var	2.899815	S.D. dependent var	1.138679		
Sum squared resid	171.1366	S.E. of regression	0.690437		
R-squared	0.649894	Adjusted R-squared	0.632340		
F(18, 359)	37.02251	P-value(F)	1.62e-70		
Log-likelihood	-386.5891	Akaike criterion	811.1783		
Schwarz criterion	885.9412	Hannan-Quinn	840.8505		
rho	0.731477	Durbin-Watson	0.518609		

Excluding the constant, p-value was highest for variable 6 (SYS)

* Источник: gretl, вычисления авторов.

Оценки модели с фиксированными эффектами (fixed effects)*

Fixed effects estimator				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	6.79023	1.14851	5.912	8.00e-09 ***
HDI	-0.328559	1.10246	-0.2980	0.7659
GDP	-3.05365e-05	8.37590e-05	-0.3646	0.7156
GINI	-0.0698768	0.0136335	-5.125	4.91e-07 ***
SYS	-0.415246	0.212249	-1.956	0.0512 *
INPOWpr	-0.00225529	0.0136685	-0.1650	0.8690
INPOWpa	-0.0115460	0.0149197	-0.7739	0.4395
ORIENT	0.0306809	0.0752899	0.4075	0.6839
D_ELECTpa	-0.00601100	0.0361672	-0.1662	0.8681
D_ELECTpr	-0.0542185	0.0811814	-0.6679	0.5047
MAJpa	-0.113073	0.0645287	-1.752	0.0806 *
MAJpr	0.00127845	0.102673	0.01245	0.9901
MAJ	0.743947	0.325160	2.288	0.0227 **
TIME	-0.0189234	0.0162814	-1.162	0.2459
D_Socialist	-0.814805	0.334991	-2.432	0.0155 **
D_EU	0.418765	0.149847	2.795	0.0055 ***
D_OECD	-0.845269	0.408767	-2.068	0.0394 **
D_WTO	0.104296	0.308431	0.3381	0.7355
Mean dependent var	2.899815	S.D. dependent var	1.138679	
Sum squared resid	119.0200	S.E. of regression	0.582313	
R-squared	0.756513	Adjusted R-squared	0.738477	
F(26, 351)	41.94444	P-value(F)	2.10e-91	
Log-likelihood	-317.9498	Akaike criterion	689.8996	
Schwarz criterion	796.1417	Hannan-Quinn	732.0654	
rho	0.615764	Durbin-Watson	0.759959	
Residual variance: 119.02/(378 - 27) = 0.339088				
Joint significance of differing group means:				
F(9, 351) = 17.0774 with p-value 2.19188e-23				
(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the fixed effects alternative.)				
Means of pooled OLS residuals for cross-sectional units:				
unit 1:	-0.27033			
unit 2:	-0.055445			
unit 3:	-0.14589			
unit 4:	0.40428			
unit 5:	-0.10363			
unit 6:	0.32442			
unit 7:	-0.36755			
unit 8:	0.14956			
unit 9:	-0.26387			
unit 10:	0.32553			
Breusch-Pagan test statistic:				
LM = 127.719 with p-value = prob(chi-square(1) > 127.719) = 1.29329e-29				
(A low p-value counts against the null hypothesis that the pooled OLS model is adequate, in favor of the random effects alternative.)				
Omitting group means regression: insufficient degrees of freedom				

* Источник: gretl, вычисления авторов.

Обзор статистически значимых регрессоров модели*

Фактор	Сила зависимости (модуль от β_{ii})	Направление зависимости
D_OECD	0,8453	+
D_Socialist	0,8148	+
MAJ	0,7439	-
D_EU	0,4188	-
SYS	0,4152	+
MAJpa	0,1131	+
GINI	0,0699	+

* *Источник:* составлено авторами.

Список литературы

- Бикеев И. И. Проблемы ограничения взятки от подарка в России и за рубежом: практика и тенденции // Актуальные проблемы экономики и права. – 2013. – № 1 (25). – С. 245–249.
- Клеймёнов М. М., Пустовит Р. В. Методологические аспекты прогнозирования коррупции // Актуальные проблемы экономики и права. – 2012. – № 4 (24). – С. 42–51.
- Ali, M. A., Isse, H. S. Determinants of Economic Corruption: A Cross-Country Comparison. *Cato Journal*, 2013. – No. 3 (22). – Pp. 449–466.
- Bonaglia, F. et al. How Globalization Improves Governance // Centre for Economic Policy Research, Organisation for Economic Co-operation and Development Discussion Papers, 2001. – No. 2992.
- Braun, M., Di Tella R. Inflation, Inflation Variability, and corruption // *Economics and Politics*, 2004. – No. 16.
- Fleisher, B. M. *The Economics of Delinquency*. – Chicago: Quadrangle, 1966.
- Frechette, G. R. A Panel Data Analysis of the Time-Varying Determinants of Corruption // Paper presented at the EPCS, 2001. – Pp. 1–30.
- Chmelík, J. et al. Pozornost, úplatek a korupce. – Prague: Linde, Praha a.s., 2003.
- Lederman, D. a kol. Accountability and Corruption: Political Institutions Matter // *Economics and Politics*, 2005. – No. 17. – Pp. 1–35.
- Bolotov, I. I., Evan, T. The Weak Relation between Foreign Direct Investment and Corruption: a Theoretical and Econometric Study // *Prague Economic Papers*, 2014. – Accepted for publication.
- Mauro, P. Corruption and Growth // *Quarterly Journal of Economics*, 1995. – No. 3 (110). – Pp. 681–713.
- Pellegrini, L., Gerlagh, R. Corruption and environmental policies: what are the implications for the enlarged EU? // *European Environment: the Journal of European Environmental Policy*, 2006. – No. 3 (16). – Pp. 139–154.
- Persson, T. a kol.: *The Economic Effects of Constitutions*. – Cambridge, Mass.: MIT Press, 2003. – 320 p.
- Ranjan, P., Bakshi B. Corruption, Environmental Resources, and International Trade. B. E. // *Journal Of Economic Analysis & Policy: Topics In Economic Analysis & Policy*, 2006. – 1 (6). – Pp. 1–2.
- Shlapentokh, V. Corruption, the power of state and big business in Soviet and post-Soviet regimes // *Communist & Post-Communist Studies*, 2013. – No. 1 (46). – Pp. 147–158.
- Engle R., Granger C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing // *Econometrica*, 1987. – No. 2(55). – Pp. 251–276.
- Arlt J. Regresní analýza nestacionárních ekonomických časových řád // *Politická ekonomie*, 1997. – No. 2.
- Choi I. Unit root tests for panel data // *Journal of International Money and Finance*, 2001. – No. 2(20). – Pp. 249–272.
- Nye J. S. Corruption and Political Development: A Cost-Benefit Analysis. // *American Political Science Review*, 1967. – No. 2(67). – Pp. 417–427.
- Transparency International*. *The Anti-Corruption Plain Language Guide*, 2009.
- Treisman, D. The Causes of Corruption: A Cross-National Study // *Journal of Public Economics*, 2000. – No. 76. – Pp. 399–457.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root // *Journal of the American Statistical Association*, 1979. – No. 74. – Pp. 427–431.
- Newey, W. K., West, K. D. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix // *Econometrica*, 1987. – No. 3 (55). – Pp. 703–708.
- Breusch, T. S., Pagan A. R. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation // *Econometrica*. – No. 5 (47). – Pp. 1287–1294.

В редакцию материал поступил 20.09.13

© Таушер Й., Чайка Р., Болотов И. И., 2013

Информация об авторах

Йозеф Таушер, кандидат экономических наук, доцент, заместитель декана факультета международных отношений по научной работе и аспирантуре, доцент кафедры международной торговли, Пражский экономический университет
Адрес: 130 67 Praha 3, nám. W. Churchilla, 4, tel.: (+420) 224 09 5248
E-mail: tauser@vse.cz

Радек Чайка, кандидат экономических наук, ассистент заместителя декана факультета международных отношений по научной работе и аспирантуре, старший преподаватель кафедры международной торговли, Пражский экономический университет
Адрес: 130 67 Praha 3, nám. W. Churchilla, 4, tel.: (+420) 224 09 5270
E-mail: radek.cajka@vse.cz

Болотов Илья Игоревич, кандидат экономических наук, MBA-MAE, старший преподаватель кафедры международной торговли, Пражский экономический университет
Адрес: 130 67 Praha 3, nám. W. Churchilla, 4, tel.: (+420) 224 09 5283
E-mail: ilya.bolotov@vse.cz

Как цитировать статью: Таушер Й., Чайка Р., Болотов И. И. Детерминанты коррупции в странах Центральной и Восточной Европы // Актуальные проблемы экономики и права. – 2013. – № 4 (28). – С. 5–13.

J. TAUŠER,

PhD (Economics), associate professor,

R. ČAJKA,

PhD (Economics), vice dean's assistant, senior lecturer,

I.I. BOLOTOV,

PhD (Economics), MBA-MAE senior lecturer

Prague Economics University, Prague, Czech Republic

CORRUPTION DETERMINANTS IN THE CENTRAL AND EAST EUROPEAN COUNTRIES¹⁴

Objective: to determine the extent and direction of dependence between the corruption level and its determinants in Central and East European countries.

Methods: cointegration regression Engle Granger analysis for panel data, based on the extended unit root Dickey-Fuller tests and Choi meta-tests.

Results: according to our model, joining the European Union and forming the more powerful parliamentary coalitions favorably influences corruption in the countries of the region. On the contrary, membership in the Organisation for Economic Co-operation and Development, centralization of power in the hands of a president and increasing the number of parties, as well as growth of incomes inequality lead to the growth of corruption.

Scientific novelty: corruption determinants in Central and East European countries are determined at regional level for 1975–2012.

Practical value: possibility to better understand the negative public phenomena in Central and East Europe, which would allow to optimize the anti-corruption policy in these countries in future.

Key words: Central and East Europe; corruption; determinants; cointegration analysis; regression.

¹⁴ The article is prepared within the project of Prague Economics University IGS F2/9/2012 “Podnikatelské prostředí v České republice a jeho vliv na konkurenceschopnost ČR”.

References

1. Bikeev, I. I. Problemy otgranicheniya vzyatki ot podarka v Rossii i za rubezhom: praktika i tendentsii (Problems of distinguishing a bribe from a present in Russia and abroad: practice and trends), *Aktual'nye problemy ekonomiki i prava*, 2013, No. 1(25), pp. 245–249.
2. Kleimenov, M. M., Pustovit, R. V. Metodologicheskie aspekty prognozirovaniya korruptsii (Methodological aspects of corruption prediction), *Aktual'nye problemy ekonomiki i prava*, 2012, No. 4(24), pp. 42–51.
3. Ali, M. A., Isse, H. S. Determinants of Economic Corruption: A Cross-Country Comparison, *Cato Journal*, 2013, No. 3(22), pp. 449–466/
4. Bonaglia, F. et al. How Globalization Improves Governance, *Centre for Economic Policy Research, Organisation for Economic Co-operation and Development Discussion Papers*, 2001, No. 2992.
5. Braun, M., Di Tella R. Inflation, Inflation Variability, and corruption, *Economics and Politics*, 2004, No. 16.
6. Fleisher, B. M. *The Economics of Delinquency*. Chicago: Quadrangle, 1966.
7. Frechette, G. R. *A Panel Data Analysis of the Time-Varying Determinants of Corruption*, Paper presented at the EPCS, 2001.
8. Chmelik, J. et al. *Pozornost, úplatek a korupce*. Prague: Linde, Praha a.s., 2003.
9. Lederman, D. a kol. Accountability and Corruption: Political Institutions Matter, *Economics and Politics*, 2005, No. 17, pp. 1–35.
10. Bolotov, I. I., Evan, T. The Weak Relation between Foreign Direct Investment and Corruption: a Theoretical and Econometric Study, *Prague Economic Papers*, 2014, accepted for publication.
11. Mauro, P. Corruption and Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 1995, No. 3(110), pp. 681–713.
12. Pellegrini, L., Gerlagh, R. Corruption and environmental policies: what are the implications for the enlarged EU?, *European Environment: the Journal of European Environmental Policy*, 2006, No. 3(16), pp. 139–154.
13. Persson, T. a kol.: *The Economic Effects of Constitutions*. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2003, 320 p.
14. Ranjan, P., Bakshi B. Corruption, Environmental Resources, and International Trade. B. E., *Journal Of Economic Analysis & Policy: Topics In Economic Analysis & Policy*, 2006, No. 1(6), pp. 1–2.
15. Shlapentokh, V. Corruption, the power of state and big business in Soviet and post-Soviet regimes, *Communist & Post-Communist Studies*, 2013, No. 1(46). pp. 147–158.
16. Engle, R., Granger, C. W. J. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, 1987, No. 2(55), pp. 251–276.
17. Arlt, J. Regresní analýza nestacionárních ekonomických časových řád, *Politická ekonomie*, 1997, No. 2.
18. Choi, I. Unit root tests for panel data, *Journal of International Money and Finance*, 2001, No. 2(20), pp. 249–272.
19. Nye, J. S. Corruption and Political Development: A Cost-Benefit Analysis, *American Political Science Review*, 1967, No. 2(67), pp. 417–427.
20. *Transparency International*. The Anti-Corruption Plain Language Guide*, 2009.
21. Treisman, D. The Causes of Corruption: A Cross-National Study, *Journal of Public Economics*, 2000, No. 76, pp. 399–457.
22. Dickey, D. A., Fuller, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 1979, No. 74, pp. 427–431.
23. Newey, W. K., West, K. D. A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica*, 1987, No. 3(55), pp. 703–708.
24. Breusch, T. S., Pagan, A. R. Simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, No. 5(47), pp. 1287–1294.

* Признана нежелательной организацией в РФ с 21.03.2023 / Recognized as an undesirable organization in the Russian Federation as of 21.03.2023.

Information about the authors

Josef Taušer, PhD (Economics), associate professor, vice dean's assistant of the faculty of international relations on scientific work and post-graduate studies, associate professor of the chair of international trade, Prague Economics University
Address: nám. W. Churchilla 4, Praha 3, 13067, Czech Republic, tel.: (+420) 224 09 5248
E-mail: taušer@vse.cz

Radek Čajka, PhD (Economics), vice dean's assistant of the faculty of international relations on scientific work and post-graduate studies, senior lecturer of the chair of international trade, Prague Economics University
Address: nám. W. Churchilla 4, Praha 3, 13067, Czech Republic, tel.: (+420) 224 09 5270
E-mail: radek.cajka@vse.cz

Ilya Igorevich Bolotov, PhD (Economics), MBA-MAE, senior lecturer of the chair of international trade, Prague economics university
Address: nám. W. Churchilla 4, Praha 3, 13067, Czech Republic, tel.: (+420) 224 09 5283
E-mail: ilya.bolotov@vse.cz

How to cite the article: Taušer J., Čajka R., Bolotov I.I. Corruption determinants in the Central and East European countries, *Aktual'nye problemy ekonomiki i prava*, 2013, No. 4 (28), pp. 5–13.