Еластичност на тутунски производи во Македонија

Автор: Билјана Јовановиќ

Вовед

Целта на оваа анализа е да се истражат клучните фактори кои влијаат на вкупната побарувачка за тутунски производи во Македонија. Со оглед на ограничувањата на податоците, ние се фокусираме само на побарувачката за цигари, бидејќи податоците за други тутунски производи не се достапни. Следејќи ги основните теоретски рамки и емпириски пристапи, анализата прво ја оценува ценовната еластичност на побарувачката, а потоа го пресметува веројатниот ефект на зголемување на стапките на акцизи врз цените на цигарите, потрошувачката на цигари и приходите од акцизи.

1. Теоретска рамка

Теоретската рамка што се користи во оваа анализа го следи законот на побарувачката. Според економската теорија, со оглед на корисноста на поединците, цените, буџетското ограничување и другите релевантни фактори, функцијата на побарувачката на производот е изведена кога бараната количина негативно се однесува на цената на тој производ. Во емпириското работење, прашање од интерес обично е како бараната количина одговара на промените во цените и ова е изразено со ценовната еластичност на побарувачката.

Конвенционалниот модел на побарувачка за тутунски производи е статичен модел во кој побарувачката за тутунски производ е функција на нејзината цена, цени на други производи - блиски замени и надополнувања, и расположлив доход на потрошувачите.

$$Q_{it} = f(P_{it}, P_{jt}, Y_t, Z_t)$$

каде *i* и *j* означуваат различни тутунски производи, а *t* претставува временски период. Q_{it} и P_{it} означуваат потрошувачка на производот *i* по глава на жител и неговата вистинска цена, соодветно; P_{jt} е реалната цена на производот *j*, а Y_t е вистинскиот расположлив доход по глава на жител. Вектор Z_t се зема за други фактори за кои се мисли дека влијаат врз потрошувачката на тутунскиот производ *i*, а особено политиките за контрола на тутунот (забрани и ограничувања за пушење на јавни и работни места, зголемени информации за ризиците од пушење по здравјето, кампањи за информирање на јавноста, забрани за рекламирање и промоција на тутунски производи, предупредувачки етикети на кутиите за цигари и други тутунски производи и третман за да им се помогне на зависни пушачи да се откажат).

2. Податоци

Оваа студија користи збирни временски податоци за Македонија за периодот 2002-2017 година (Табела 1).

Табела 1. Потрошувачка на цигари, цени на цигари и реален приход во Македонија, 2002-2017

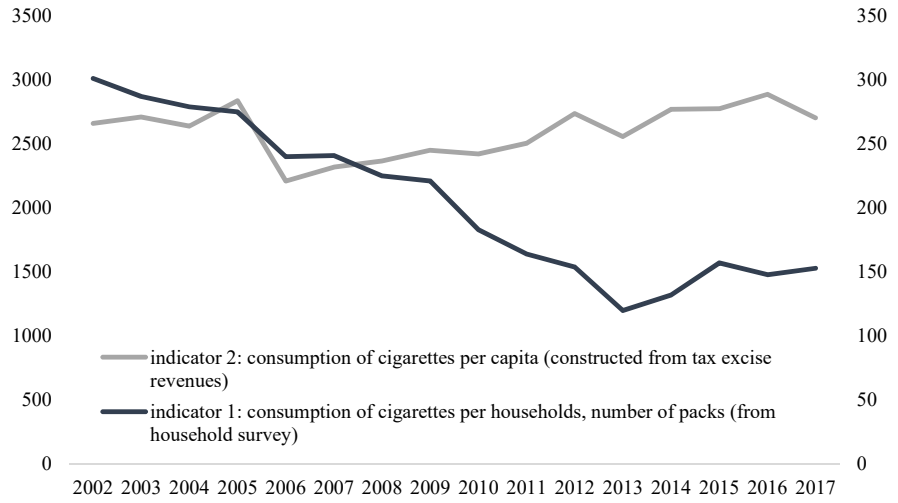
	indicator 1: consumption of cigarettes per households, number of packs (from household survey)	indicator 2: consumption of cigarettes per capita (constructed from tax excise revenues)	tobacco CPI (2017=100)	average real wage (deflated by CPI 2017=100), in denars
2002	301	2660	47	14736
2003	287	2711	47	15118
2004	279	2639	47	15781
2005	275	2837	52	16088
2006	240	2210	71	16722
2007	241	2319	73	17645
2008	225	2368	73	17982
2009	221	2451	74	22482
2010	183	2422	74	22799
2011	164	2504	75	22259
2012	154	2737	75	21600
2013	120	2558	77	21260
2014	132	2771	80	21570
2015	157	2776	86	22149
2016	148	2889	91	22647
2017	153	2704	100	22927
Mean (SD)	205	2597	71	19610

Source: Statistical Office, Ministry of finance and authors own calculations.

Зависната варијабила е **потрошувачка на цигари**. Ние користиме две мерки за потрошувачка на цигари. Првата е потрошувачката на кутии цигари по домаќинство и е земена од истражувањето за Потрошувачка на домаќинствата спроведено и објавено од Државниот завод за статистика (ДЗС). Имајќи предвид дека постои силна корелација помеѓу порастот на населението и бројот на домаќинствата, ние веруваме дека оваа мерка е многу слична на потрошувачката на цигари по глава на жител. Бидејќи е извлечен од анкети за дневна потрошувачка на домаќинствата, овој индикатор треба да ја опфати и продажбата на цигари кои не биле опфатени со акцизи, што би можело да претставува значителен дел од вкупната потрошувачка на цигари, особено во првата половина од анализираниот период.

Вториот показател е **потрошувачката на цигари по глава на жител** и е креиран според Ross и Al-Sadat (2007) од собраните приходи од акцизи и стапки на акциза добиени од Министерството за финансии. За да се пресмета потрошувачката на цигари, претпоставуваме дека акцизите се исти за домашните и увезените цигари, што не беше случај пред 2007 година. Мораме да ја искористиме оваа претпоставка, бидејќи податоците за приходите од акцизи не беа поделени според потеклото на цигарите. Сепак, веруваме дека нашиот пристап може да се оправда со фактот дека учеството на увезените цигари во вкупната потрошувачка е мало (околу 7% од вкупната потрошувачка). Оваа претпоставка предизвикува мала нагорна пристрасност при оценката на потрошувачката на цигари пред 2007 година. Покрај тоа, моравме да ја пресметаме ефективната стапка на акциза со додавање на специфични акцизи (по цигара) и акциза на advalorem (% од малопродажната цена). Ова беше направено со користење на цената на марката за цигари Boss, што е една од ретките марки вклучени во индексот на цените на тутунот и единствената марка за која ДЗС објавува податоци за цената. Цената на цигарите Boss покажува висока корелација со индексот на цените на цигарите, потврдувајќи дека тоа е добар показател за динамиката на просечната цена на цигарите. Сè на сè, втората мерка на потрошувачка содржи некои грешки во мерењето кои ги одразуваат овие две претпоставки.

Приказ 1.Потрошувачка на цигари



Извор:Државен завод за статистика, Министерство за финансии, и сопствени пресметки на авторите.

Слика 1 ги прикажува двете мерки за потрошувачка. Првата мерка, во согласност со нашите очекувања, покажува јасен надолен тренд. Вториот индикатор е помалку или повеќе стабилен во периодот 2002-2005 година, а потоа има значителен пад во 2006 година, а потоа има тренд на пораст до 2016 година. Јасно е дека динамиката на вториот индикатор може да ја одрази ефикасноста во наплатата на акцизи и сите промени во избегнувањето на данокот на цигари и даночното затајување. Со оглед на сево ова, нашата претпочитана мерка за потрошувачка на цигари е првата мерка земена од истражувањето на домаќинствата. Интересно е што двете мерки покажуваат соединување со текот на времето, така што мерките се речиси слични до 2017 година:

просечното домаќинство троши 153 кутии годишно или 3.060 цигари по домаќинство, додека официјалната потрошувачка по глава на жител изнесува околу 2.700 цигари годишно.

Три инструктивниваријабиликои се користени во анализата се: цената на цигарите, расположлив доход на домаќинствата и политиките за контрола на тутунот.

Индексот на цените на тутунот се користи како мерка за **цената на цигарите**[1]. Овој индекс е еден од дванаесетте под-индекси на ИПЦ според Класификација на индивидуалната потрошувачка според целта (COICOP) пресметана и објавена од ДЗС. Индексите се конструирани од набљудуваните малопродажни цени низ целата земја (осум градови), земајќи ја предвид структурата на личната потрошувачка. Индексот на цените на тутунот се пресметува врз основа на набљудуваните цени на неколку најбарани марки на цигари. Повеќе информации за методологијата може да се најдат во Годишникот на ДЗС достапен на нивната веб-страница. Индексот на трошоци на живот и неговите под-индекси се објавуваат на месечно ниво. За да го добиеме годишниот број, го користиме просекот во текот на годината.

Повеќето економетриски студии го користат реалниот БДП по глава на жител како репрезент за расположлив **доход**. БДП можеби не е добра мерка за расположливиот доход бидејќи исто така вклучува приход на компании, кои се многу високи во Македонија. Имајќи го ова на ум, ние веруваме дека реалните просечни плати се подобар репрезент за расположливиот доход и оваа варијабила е вклучена во нашиот финален економетриски модел. Како и да е, како проверка на робустноста, исто така оценуваме економетриски модел со варијабила на БДП по глава на жител, наместо платите, а резултатите се дадени во Прилог 1. Како што може да се види, дијагностичките тестови сугерираат дека моделот не е добро специфициран и проценетите коефициенти се контраинтуитивни и не се значајни. Ова може да биде резултат на горенаведените слабости на варијабилата на БДП што се користи како репрезент за расположливиот доход. Платите се објавуваат од страна на ДЗС на месечно ниво, а годишната плата што се користи во нашата анализа се пресметува како просечна плата за периодот.

Политиките за контрола на тутунот можат да бидат важни детерминанти на потрошувачката на цигари. Со оглед на тоа што периодот кој што е анализиран е релативно краток, користевме само една варијабилаза политика која го одразува усвојувањето на Законот за заштита од пушење во 2010 година кога пушењето беше забрането во сите јавни затворени простори. Ние создадовмелажна варијабила која е еднаква на нула за периодот 2002-2009 година, а еден за периодот 2010-2017 година.

[1]Истотака, имамеподатоцизаценатанацигаритеBoss, која е еднаодмаркитевклученивоиндексотнаценитенатутунот. КорелацијатапомеѓуценатанацигаритеBoss и вкупниотиндекснаценитенатутунот е многувисока. Затоа, воанализатарешивмедагокористимесамоиндексот.

3. Емпириска анализа

За да ја оцениме побарувачката за цигари, го користиме конвенционалниот модел на побарувачка, како што е објаснето погоре. Применетата верзија на моделот е:

$$C_t = \alpha + \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 Policy + \varepsilon_t \quad (2)$$

Каде C_t= збирна потрошувачка на цигари (по домаќинства); P_t= варијабила цена (индекс на цените на тутунот); Y_t= реални просечни плати; *Политика* = Политика за контрола на тутунот (усвојување на Законот за заштита од пушење во 2010 година); α_1и α_2се коефициент на цена и доход, соодветно, за кои се користат проценките на еластичностите на цена и доход.

Моделот не ја вклучува цената на другите производи од тутун (како комплементарни или замени) поради загриженоста поврзана со степенот на слободата и поради недостаток на веродостојни податоци.

Потоа, ние ги тестиравме сериите за стационарност со користење на Augmented Dickey Fuller (ADF)тест. Резултатите се дадени во Прилог 2. Врз основа на резултатите заклучивме дека сите варијабили вклучени во економетрискиот модел не се стационарни во нивоата, туку се стационарни во нивната прва разлика. **Со други зборови, потрошувачката на цигари, цените на тутунот и просечните плати се I (1) променливи**. Со оглед на тоа што нашите варијабили се I (1), проценките на OLS[2] може да бидат лажни, освен ако постоикоинтегрирачки однос помеѓу варијабилите. За таа цел го извршуваме тестотза коинтеграцијаEngle-Granger (EK)[3], кој во суштина е тест за стационарност на AugmentedDickeyFuller (ADF) на OLS резидуалите.

Табелата 2 ги содржи резултатите од тестот за коинтеграција. Спротивно на нашите очекувања, резултатите од првиот тест не можат да ја отфрлат хипотезата на резидуаленединечен корен, односно, не постојат докази за коинтеграција меѓу нашите варијабили. Сепак, овој тест има релативно мала моќ кај мали примероци. Подетален поглед на варијабилите од интерес, всушност открива дека во периодот 2013-2014 постојат двеотстапувачки вредности[4] во зависната варијабила (потрошувачка на цигари). За да го контролираме ова, ние направивме една лажна варијабила еднаква на еден во 2013 и 2014 и 0 за сите други периоди. Кога оваа лажна варијабила е вклучена во равенката, тестотEngle-Granger го потврдува односот на коинтеграција во нашиот модел на ниво од 5% на статистичка значајност**.**

---

[2]Проценкитена OLS седаденивоПрилог 1.

[3]Тестовите EC и ECM сепроценуваатсопомошнакомандатанаegrangerво Stata. Оваакомандаспроведуватестовизакоинтеграцијапредложениод Engle и Granger (1987), известувајќи за статистиката на тестотплускритичнивредностипресметаниод MacKinnon (1990, 2010) и оценувамоделна ECM (Error Correction Mechanism) сокористењенапостапкатаод 2 чекорипредложенаод Engle и Granger (1987).

[4]Овиеотстапувачки вредностиможедапретставуваатгрешкавомерењетокајиндикаторотзапотрошувачка. Имено, забележуваменененадејнонамалувањенапотрошувачкатаво 2013 и 2014 година, коенеможедасеобјаснисопроменанаценитеилиусвојувањенановаполитика. Имено, потрошувачкатанацигарипаѓана 120 и 132 кутииподомаќинствово 2013 и 2014 година, соодветно, а потоасевраќана 157 во 2015 година.

Табела 2.Тест за коинтеграцијаEngle-Granger

	test statistic Z(t)	1% critical value	5% critical value	10% critical value
Engle-Granger test for cointegration	-3.072	-6.019	-4.895	-4.388
Engle-Granger test for cointegration (with dummy variable to correct for the outliers in 2013 and 2014)	**-5.489**	-6.617	-5.407	-4.865

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

Следно, ги проценивме долгорочниот однос (равенка 2) и моделот за корекција на грешка (ECM) (равенка 3), вклучувајќи ги сите варијабили користени во тестот за коинтеграција. ECM користи стационарни податоци (први разлики на сите варијабили) и ги вклучува заостанатите резидуали од долгорочниот однос.

$$\Delta C_t = \beta + \beta_1 \Delta P_t + \beta_2 \Delta Y_t + \beta_3 Policy + \pi \varepsilon_{t-1} + \vartheta_t \quad (3)$$

Δ го означува операторот за разлики (на пример, $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$),и ϑ_tе период на грешката; ε_{t-1}е заостанат период за грешка од долгорочната равенка на рамнотежа (2). За да се врати во рамнотежа, се очекува коефициентот на прилагодување π да има негативен знак (π <0). Во овој случај, равенката (2) го опишува односот на рамнотежа меѓу потрошувачката и инструктивните варијабили, додека моделот за корекција на грешка (3) ја објаснува краткорочната динамика помеѓу тие варијабили.

Сите варијабили во равенката (2) и равенката (3), со исклучок на лажната варијабила, влегуваат во формулари за евиденција[5]. Користење на логоритми наместо ниво на варијабилите еподобно бидејќи 1) тоаја стабилизира модификацијата на сериите[6] и 2) директно ги дава еластичностите на цената и доходот[7]. Ова значи дека проценетите коефициенти на цена и доход претставуваат процентуална промена во зависните варијабили, како резултат на промена од 1 процент во инструктивните варијабли. Со други зборови, директно ги добиваме еластичностите од интерес - проценетите коефициенти β1 и β2 во модел (3) се еластичностите на краткорочна цена и доход, соодветно, додека проценетите коефициенти α1 и α2 во модел (2) се еластичностите на долгорочна цена и доход.

[5]Евидентираните варијабиликоисевклученивоанализатасенормалнораспоредени. НиенаправивметестJarque-Вегазаевиденција на варијабили на потрошувачка, цена, плати и приход, и H0 однормалниот распоредне може да се отфрли од сите четири варијабили наконвенционалното ниво на статистичкаважност (р-вредностиод 0,52, 0,49, 0,36 и 0,55 заевиденцијанапотрошувачка, цена, плати и приход, соодветно).

[6]Lütkepohl, H., Xu, F., 2012, Улогатанатрансформацијанаевиденцијатавопрогнозирањетонаекономскиваријабили, Empirical Economics, 42 (3). pp. 619-638.

[7]Nguyen, L., Rosenqvist, G., Pekurinen, M. (2012), Побарувачка на тутун во Европа – Економетриска анализа на 11 земји, PPACTE Project, National Institute for Health and Welfare (THL) – Finland

Table3.Долгорочни и краткорочни односи

Engle-Granger 1st-step regression - long run relationship				
Dependent variable is ln(consumption)				
	coeff.	std. err	t-stat.	p-value
ln(price)	**-0.403**	0.114	-3.530	0.005
ln(wage)	-0.189	0.210	-0.900	0.387
law2010	**-0.287**	0.049	-5.840	0.000
dum2013-14	**-0.268**	0.043	-6.300	0.000
_cons	9.035	1.739	5.200	0.000
Engle-Granger 2 step - ECM				
Dependent variable is first difference of ln(consumption)				
	coeff.	std. err	t-stat.	p-value
lagged residuals	1.931	0.907	2.130	0.066
lagged diff(ln(price))	0.055	0.346	0.160	0.878
lagged diff(ln(wage))	-0.702	0.478	-1.470	0.180
lagged diff(law2010)	**-0.289**	0.148	-1.960	0.086
lagged diff(dum2013-14)	0.114	0.074	1.540	0.163
_cons	0.005	0.041	0.130	0.899

Табелата 3 ги сумира резултатите. Резултатите покажуваат дека ефектот на ценовната варијабила е значаен на конвенционалните нивоа на статистичка важност, со негативен знак и коефициент помал од еден, што е во согласност со теоретските предвидувања. Поинтуитивно, она што ни кажува овој резултат е дека 10% зголемување на цената на цигарите, ќе доведе до намалување на потрошувачката на цигари за 4%, во просек, ceterisparibus. Слични резултати се најдени кај анализите на побарувачката на тутун за други земји.Nguyen et al. (2012) процени долгорочен коефициент на цена во опсег од -0.2 до -1.5, со типична вредност блиска до -1.0 за избрани земји на ЕУ; Ross and Al-Sadat (2007) проценува долгорочен коефициент на цена кој во случајот на Малезија стои во опсегот -0,57-0,76; Lee et al. (2005) известија за ценовни еластичности од -0,64 за домашни и -0,82 за увезени цигари во Тајван. Од друга страна, коефициентот на варијабилата за доход не е значаен, што не може да биде изненадувачки, бидејќи повисокиот доход не значи само да се има повеќе пари за цигари, туку исто така тоа е поврзано со повисока свесност за негативните ефекти од пушењето. Како што се очекуваше, усвојувањето на законот со кој се забранува пушењето во сите јавни затворени простории, имаше значително негативно влијание врз потрошувачката на цигари, односно усвојувањето на новиот закон ја намали побарувачката на цигари за 0,4%, во просек, ceterisparibus. Исто така, значајна е и лажната променлива 2013-2014.

Во ECM, сите проценети коефициенти се незначајни (исклучок е лажната променлива law2010, која е значајна на ниво од 10% на важност), а повеќето од нив имаат погрешни знаци. Коефициентот за прилагодување (заостанати резидуали) е значаен на ниво од 10% на важност; сепак има позитивен знак кој имплицира дека процесот не е конвергентен на долг рок. Овој

резултат обично укажува на некои проблеми со спецификации во самиот модел, или некои прашања во врска со податоците.

Како алтернатива, ние се обидуваме да го процениме моделот на потрошувачка со користење на моделот Autoregressive Distributed Lag (ARDL) кој е подобар пристап за кратки временски серии, како во нашиот случај. Табела 4 ги сумира резултатите од ARDL моделот за потрошувачка на цигари, цени на цигари, плати, лажна варијабила за усвојување на законот со кој се забранува пушење во сите јавни затворени простори и лажна варијабила за отстапувачки вредности во периодот 2013-2014 година, како и резултатите од дијагностичките тестови и тестот за граници на Pesaran, Shin, и Smith (2001). Ние го проценивме моделот ARDL[8]со едно заостанување за зависнатаваријабила и без заостанувања за независната варијабила (ARDL (1 0 0) врз основа на критериумите за информации (беа вклучени и двата критериуми за информации на AkaikeиBayesian).

[8]Задагопроценимемоделот, ниејакористевмекомандатаardlboStata. Ardlкомандатаовозможувалажнитеваријабилида сеспецифицираткакоегзогени и дабидатвклученисамовократкорочнитеравенки. Ниеги наведовмелажнатаваријабилазаусвојувањеназаконотсокојсезабранувапушењевоситејавнизатворенипростори и лажнаваријабилазаотстапувачките вредности вопериодот 2013-2014 какоегзогени.

Table4. ARDL модел - резултати

	Coef.	Std. Err.	t	P>t
Adjustment				
speed of adjustment	**-0.90**	0.14	-6.56	0.00
Long run				
ln(price)	**-0.37**	0.13	-2.79	0.02
ln(wage)	-0.16	0.25	-0.64	0.54
Short run				
law2010	**-0.27**	0.07	-4.08	0.00
dum2013_14	**-0.24**	0.05	-4.50	0.00
_cons	**7.71**	2.17	3.55	0.01

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test	p value (F-stat) 0.004
H0: no level relationship	p value (t-stat) 0.002
Ramsey RESET test H0: model has no omitted variables	p value (0.172)
Durbin-Watson test H0: no serial correlation	p value (0.706)
Jarque-Bera normality test H0: normality in the residuals	p value (0.886)
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance	p value (0.271)
Hausman test H0: difference in coefficients not systematic	p value (0.999)

Тестот за граници на Pesaran, Shin и Smith го потврдува постоењето на долгорочен, коинтегриран однос помеѓу потрошувачката на цигари, цените и платите. Сите дијагностички тестови покажуваат дека моделот е добро специфициран, со нормално распределен, хомоседастичен и сериски некорелиранпериод на грешка (хипотезатаH0 не е отфрлена во сите тестови). Понатаму, ние исто така тестиравме за можна ценовна ендогеност во нашиот преферирaн модел. Во економската теорија цената е ендогена ако количините и цените на производот се определат истовремено. Ако цената е ендогена, резултатите од анализата на регресија би биле пристрасни. Ние извршивме тест Hausman кој во основа тестира дали постои систематска разлика помеѓу коефициентот на цена во нашиот ARDL модел проценет со OLS и инструменталниот варијабилен коефициент на цена. Вредноста на тестот не сугерира отфрлање на нулта хипотеза дека разликата во коефициентите не е систематско на сите конвенционални нивоа на важност, што сугерира дека цената во нашиот модел на побарувачка е егзогена. Овој резултат не е изненадувачки, особено во малите и отворени економии каде цената на цигарите се одредува од трошоците за производство на светскиот пазар и од даноците на цигари (Ross & Al-Sadat, Wilkins et al.). Проценетиот долгорочен коефициент за цена е -0,37 и е статистички значаен; платите остануваат незначителни, и двете лажни варијабили (law2010 и dum2013_14) се значајни со негативен знак. Брзината на прилагодување е негативна и релативно висока (коефициент од -0,9 укажува дека околу 90% од отстапувањето од долгорочната рамнотежа ќе биде корегирано во следната година). Како што беше дискутирано одRoss & Al-Sadat (2007),ова брзо прилагодување всушност произлегува од зависната природа на употребата на тутун.

4. Акциза, цени на цигари и приходи од данок

Во овој дел го оценуваме потенцијалното влијание на зголемување на акцизата врз потрошувачката на цигари и приходите на државата од данок. За таа цел направивме три сценарија во кои цената на цигарите, како резултат на повисоки акцизи, ќе се зголеми за 10% (сценарио 1), 30% (сценарио 2) и 50% (сценарио 3). Во симулацијата ние ги користиме долгорочните коефициенти на ARDL[9]. Оваа симулација е базирана на неколку претпоставки:

- Ние ја користиме цената на марката Boss како репрезент за цените на цигарите. Ова е една од неколкуте марки вклучени во индексот на цените на тутунот и тоа е единствената цена на производи на цигари објавени од ДЗС. Цената на марката Boss покажува висока корелација со ИПЦ потврдувајќи дека тоа е добар показател за динамиката на просечните цени на цигарите.
- Зголемувањето на цената доаѓа од повисоките акцизи.
- За да се пресмета влијанието врз даночните приходи на државата, се применува проценетата ценовна еластичност на потрошувачката пресметана со користење на податоци за приходите од акцизи. Согласни сме дека, оваа мерка е помалку прецизна бидејќи не ја опфаќа нерегистрираната продажба на цигари. Меѓутоа, во втората половина од анализираниот период ефикасноста во јавните приходи е зголемена и нерегистрираната трговија значително се намали. Ова, исто така е потврдено од соединувањето помеѓу двата индикатори за потрошувачка, како што беше претходно подвлечено.
- Растот на работоспособно население се претпоставува дека изнесува 0,1% (просечниот раст во последните пет години).
- Пресметаниот ефект е ефектот ceterisparibus, односно претпоставува само промена во акцизите, игнорирајќи ги другите мерки на политиката или промените во преференците на потрошувачите.
- Оваа симулација не го зема во предвид влијанието на доходот врз потрошувачката на цигари. Прилог III ги содржи пресметките со вклучен ефект на доход, но ние се воздржуваме да ги коментираме резултатите во главниот текст, бидејќи коефициентот на доход не беше значителен во сите спецификации.

Резултатите од симулацијата се сумирани во Табела 6.

[9]Резултатитеодсимулацијатасокоефициентина долгорочницени и приходипроценетисопостапкатана ЕЦ водвачекоринесеразликуваамногу, соогледнатоашто ЕС и ARDLдадоамногусличнипараметривоголемина.

Табела 6.Ефекти од зголемување на акцизата врз цената на цигарите, потрошувачката и даночните приходи

	Price of Boss cigarettes, per pack, in denars	**Effective excise, in denars, per pack** (0.9% from the retail price + per cigarette excise)	**Consumption of cigarettes**, per capita	**Excise tax revenues** (million of denars)
2017	82	48	2,703.86	11,011.00
Scenario 1	91	57	2,602.54	12,575.63
Scenario 2	107	66	2,399.90	15,223.74
Scenario 3	124	82	2,197.26	17,259.31
Change in %				
Scenario 1	10.0		-3.7	14.2
Scenario 2	30.0		-11.2	38.3
Scenario 3	50.0		-18.7	56.7

Симулацијата покажува дека зголемувањето на цените на цигарите (како резултат на повисоките акцизи) во опсег од 10% до 50% ќе доведе до пад на потрошувачката на цигари по жител помеѓу 3,7% и 18,7% (или помеѓу 101 до 506 цигари по жител). Од друга страна, иако потрошувачката на цигари ќе опадне, поради зголемувањето на даночните стапки, приходите од акцизи од владата ќе бидат повисоки (14,2% до 56,7% или помеѓу 25,4-101,6 милиони евра). Оваа симулација покажува позитивен ефект на повисоките акцизи во однос на приходите и пониската потрошувачка. Сепак, таа не опфаќа други позитивни ефекти поврзани со подобро јавно здравје, што ќе се претвори во пониски трошоци на владата за здравствена и социјална заштита, како и подобра економија во целост на среден/долг рок.

5. Заклучок

Во оваа студија ја проценивме ценовната еластичност на побарувачката за цигари во Република Македонија. Согласно теоријата и наодите во другите емпириски студии, резултатите покажуваат дека еластичноста на цените на побарувачката за цигари е околу -0,4, што значи дека 1% зголемување на цените на цигарите доведува до пад на потрошувачката на цигари за 0,4%. Доходовната еластичност на побарувачката на цигари не е статистички значајна, веројатно поради кратки временски серии.

Проценките на долгорочната еластичност на цените (ARDL модел) беа користени за да се симулира можното влијание на повисоките акцизи и следствено, повисоките цени на цигарите. Беа подготвени три сценарија - сценарио 1, 2 и 3 кои претпоставуваа 10%, 30% и 50% зголемување на цените на цигарите, соодветно. Според симулациите, потрошувачката на цигари ќе се намалува помеѓу 3,7% и 18,7%, а владата ќе добие повисоки приходи од акцизи помеѓу 14,2% и 56,7% (или дополнителни приходи во опсег од 25,4 до 101,6 милиони евра).

Најголемото ограничување на оваа студија е достапноста на податоците. Ова ја ограничи посложената анализа и дополнителните проверки на робустноста. Идното истражување би можело да се базира на месечни/квартални податоци, со цел да се зголеми бројот на опсервации. За таа цел, најголем предизвик би бил да се конструира месечна/квартална серија на потрошувачка на цигари, имајќи предвид дека податоците за цените, платите и БДП се лесно достапни на помали фреквенции.

Референци

Engle R.F., Granger C.W.J., 1987, Коинтеграција и претстава за корекција на грешка, проценка и тестирање, Економетрика 55, стр. 251-276.

Nguyen, L., Rosenqvist, G., Pekurinen, M. (2012), Побарувачката за тутун во Европа - Економетриска анализа на 11 земји, PPACTE Project, NationalInstituteforHealthandWelfare (THL) - Finland

Lee J.M., Liao D.S, Ye C.Y, Liao W.Z. (2005), Ефект од зголемување на данокот на цигари врз потрошувачката на цигари во Тајван, Контрола на тутун, стр.71-75.

Ross, H. Al-Sadat, N. (2007), Анализа на побарувачка и потрошувачка на тутун во Малезија, Истражување за никотин и тутун 9, Бр.11, стр.1163-1169

Wilkins, N., Yurekli, A., andHu.T, Економска анализа на побарувачката на тутун. Алатка 3: Анализа на побарувачката, Економија на алатки за тутун, Yurekli,A. andBeyer J (editors). World Bank.

Прилог I. Модел на линеарна побарувачка пресметан со OLS

Табела 1. Потрошувачки модел со плати како репрезент за расположлив приход

Dependent variable is ln(consumption)	
ln(price)	**-0.408**
	(0.168)**
ln(wage)	-0.045
	(0.309)
law2010	**-0.391*****
	(0.081)
_cons	7.655
	(2.470)
Ramsey RESET test H0: model has no omitted variables	p value (0.544)
Durbin-Watson test H0: no serial correlation	p value (0.324)
Hausman test H0: difference in coefficients not systematic	p value (0.920)

Robust standard errors in parentheses
*p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01

Табела 2. Модел на потрошувачка со БДП како репрезент за расположлив приход

Dependent variable is ln(consumption)	
ln(price)	0.068
	(0.445)
ln(income)	-1.097
	(0.929)
law2010	-0.311***
	(0.101)
_cons	18.389*
	(9.428)
Ramsey RESET test H0: model has no omitted variables	p value (0.057)
Durbin-Watson test H0: no serial correlation	p value (0.295)
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity H0: Constant variance	p value (0.024)

Robust standard errors in parentheses
*p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01

Прилог II.Тестирање на единечните корени за варијабилите што се користени во економетриската анализа

Се користи ADF тест за тестирање на стационарноста и редот на интеграција на варијабилите. Нултата хипотеза е **H0: серијата има единечен корен, односно не е стационарна**. Ако статистиката за тестирање <критична вредност (во апсолутни вредности) на одредено ниво на значајност, тогаш нема доволно докази за отфрлање на нулта хипотеза на тоа ниво.

Табела 1.

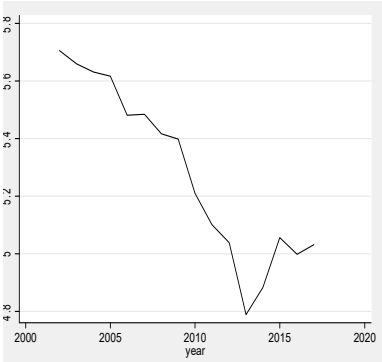
ADF test for the levels, one lag, intercept and trend included

	Test statistics	1% critical value	5% critical value	10% critical value	Note
Consumption of cigarettes per households	-1.313	-4.380	-3.600	-3.240	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.364
Tobacco price index	-2.490	-4.380	-3.600	-3.240	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.138
Average real wages	-1.474	-4.380	-3.600	-3.240	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.484

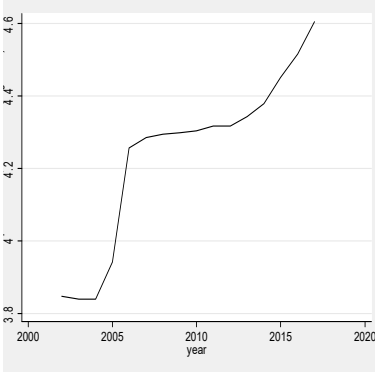
ADF test for the first difference, no lags, only intercept included

	Test statistics	1% critical value	5% critical value	10% critical value	Note
first difference of consumption of cigarettes	-3.403	-3.750	-3.000	-2.630	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.996
first difference of tobacco price index	-2.819	-3.750	-3.000	-2.630	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.751
first difference of average real wages	-3.296	-3.750	-3.000	-2.630	Durbin's alternative test for autocorrelation p value = 0.874

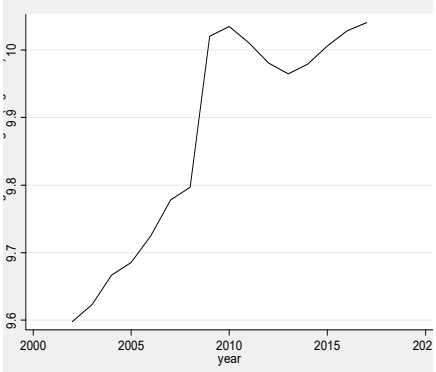
Потрошувачка на цигари, по домаќинство (влезно ниво)



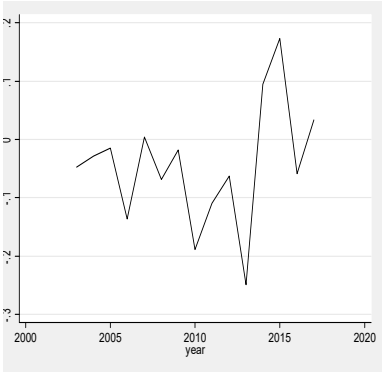
Индекс на цените на тутунот (влезно ниво)



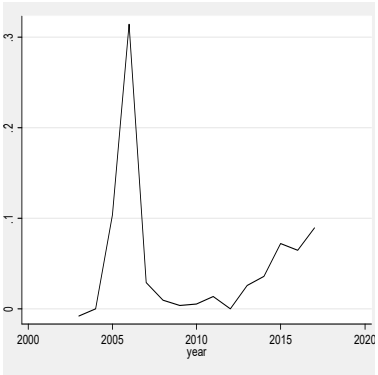
Просечна реална плата (влезно ниво)



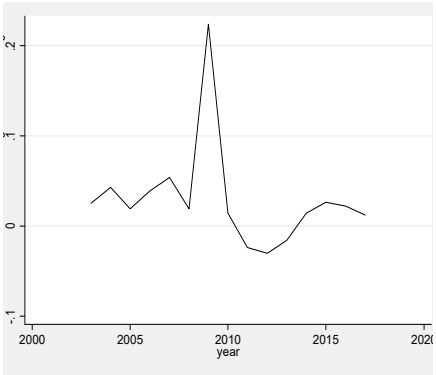
Прва разлика на потрошувачката на цигари, по домаќинство



Прва разлика на индексот на цените на тутунот



Прва разлика на просечната реална плата



Резултатите од тестирањето на единечните корени сугерираат дека нивоата на варијабилите не се стационарни. Во однос на првата разлика во серијата, резултатите укажуваат на тоа дека првите разлики во серијата се стационарни (H0 се отфрла на 5%, за првата разлика на потрошувачката и платите, а на ниво од 10% на важност, за првата разлика на цените). Затоа, заклучуваме дека **потрошувачката на цигари, платите и цените на цигарите се I (1) варијабили.**

Прилог III. Ефекти од зголемување на цената на цигарите и доходот врз потрошувачката на цигари и даночните приходи

За оваа симулација ги користиме истите претпоставки како во симулацијата во главниот тест. Дополнително, ние го вклучивме ефектот на доходот со цел да видиме кое ќе биде веројатно влијание врз потрошувачката на цигари и приходите од акцизи. За таа цел, ние го користиме проценетиот параметар за долгорочен доход (ARDL модел) и претпоставуваме дека доходот ќе расте со прогнозираната стапка на реален раст на БДП (База на податоци од Светскиот економски преглед). Резултатите се дадени во Табела 1.

Табела 1. Ефекти од зголемување на цената на цигарите и доходот врз потрошувачката на цигари и даночните приходи

	Price of Boss cigarettes, per pack, in denars	**Effective excise, in denars, per pack** (0.9% from the retail price + per cigarette excise)	**Average income,** assumed to grow with the forecasted rate of GDP, in denars	**Decline in consumption because of price increase, in %** (calculated by using estimated long-run price easticity of -0.375)	**Decline in consumption because of income increase, in %** (calculated by using estimated long-run income easticity of -0.158)	**Consumption of cigarettes**, per capita	**Excise tax revenues** (million of denars)
2017	82	48	22925			2,704	11,011
Scenario 1	91	57	23567	-3.7	-0.4	2,591	12,518
Scenario 2	107	75	23567	-11.2	-0.4	2,388	15,148
Scenario 3	124	93	23567	-18.7	-0.4	2,185	17,165
increase in %							
Scenario 1	10.0					-4.2	13.7
Scenario 2	30.0					-11.7	37.6
Scenario 3	50.0					-19.2	55.9

Намалувањето на потрошувачката е повисоко, бидејќи коефициентот на доход беше проценет негативен (пад во опсегот од 4,2% до 19,2%). Како и во првата симулација, поради зголемувањето на даночните стапки, приходите од акцизи на владата ќе се зголемат со слична стапка како и во првата симулација (зголемување од 13,7% до 55,9% или 24,5-100 милиони евра).