

ИКОНОМЕТРИЧНО ОЦЕНЯВАНЕ НА ФУНКЦИЯТА НА ИНВЕСТИЦИИТЕ В БЪЛГАРИЯ

Доц. д-р Пламен Петков

СА „Д. А. Ценов”, Свищов

Катедра „Математика и статистика”

Резюме: Функцията на инвестициите от икономическа гледна точка представлява концепция или стратегия, с която се описват зависимостите между измененията в националното производство и измененията в инвестиционното поведение на националната икономика. В настоящата публикация се изследват с методологията на векторните модели за коригиране на грешката (VECM) дългосрочните и краткосрочните зависимости между инвестициите и някои от основните им детерминанти – реален брутен вътрешен продукт, инфлация, сkontoв лихвен процент и обобщаващ показател за финансовото развитие. Иконометричният анализ се основава на годишни данни, отнасящи се за периода от 1991 г. до 2011 г. На оценка са подложени три инвестиционни функции – на общите инвестиции, на частните инвестиции и на преките чуждестранни инвестиции. Всяка функция е анализирана както с, така и без отчитане на настъпилите структурни промени в изследвания период.

Ключови думи: инвестиционна функция; коинтеграционен анализ; причинни зависимости; модели за коригиране на грешката; прогнозиране.

JEL: C22, C52, C53, G18

ECONOMETRIC ESTIMATION OF BULGARIAN INVESTMENT FUNCTION

Assoc. Prof. Plamen Petkov, PhD

D. A. Tsenov Academy of Economics

Department of Mathematics and Statistics

Abstract: An investment function in economic terms is a concept or strategy that explains the relationships between shifts in the national income and changes in the investment patterns in the national economy. In this publication the methodology of vector error correction model (VECM) is applied to investigate long-run and short-run relationships between investments and some of their key determinants - real gross domestic product, inflation, discount interest rate and a composite index of financial development. Econometric analysis is based on annual data, which covered the period from 1991 to 2011. It is estimated there are three investment functions – of the total investment, private investment and foreign direct investment. Each function is analyzed with and without structural shocks occurring in the study period.

Keywords: investment function, cointegration analysis, causality analysis, error correction models (ECM), forecasting.

Пламен Петков

JEL: C22, C52, C53, G18

1. Въведение

Основна цел на всяка икономическа политика е създаване на благоприятни условия за стимулирането на инвестициите, които са основен фактор за постигането и поддържането на устойчив икономически растеж. Промените в бъдещия производствен капацитет на една икономика зависят от текущите равнища на инвестиционните разходи.

Ролята на инвестициите на макроравнище е свързана също така с разширяване на възпроизводството, със структурните реформи в националната икономика, с повишаване конкурентноспособността на местното производство, с разрешаването на макроикономически проблеми в областта на здравеопазването, финансите, безработицата и социалните дейности и т.н. Инвестициите могат да се осъществяват под различни форми, основните сред които са парични средства, ценни книжа, имуществени права и други дейности, чиято основна цел е получаване на печалби или други полезни ефекти.

В провежданите за България иконометрични изследвания, инвестициите се включват както като факторни, така и като резултативни величини. В първото направление те се анализират в ролята на фактори за икономическото развитие или като основен фактор в производствената функция. Моделиране на икономическия растеж с отчитане влиянието на инвестициите се изследва от Р. Рангелова¹, К. Ганев², Цв. Цалински³ и други. Използването на инвестициите като основен производствен фактор се изследва от авторите Пл. Петков⁴, А. Гладнишки⁵, Ст. Статев⁶ и др. В поредица от публикации Ст. Статев изследва зависимостта

¹ **Рангелова, Росица.** Средносрочно прогнозиране на икономическия растеж в България. // *Икономически изследвания*, 2002, бр. 1, с. 3-29; **Рангелова, Р.** Теория на ендегенния икономически растеж – възникване и развитие. // *Икономически изследвания*, 1999, бр. 3, с. 3-27; **Рангелова, Р.** Съвременни измерения на икономическия растеж. Дисертационен труд за получаване на научна степен „доктор на икономическите науки”. София, 2008.

² **Ганев, Калоян.** Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България. София, БНБ, „Дискусии на материали”, 2005.

³ **Цалински, Цветан.** Два подхода за емпирична оценка на потенциалното производство на България. София, БНБ, „Дискусии на материали”, 2006.

⁴ **Петков, Пламен.** Агрегирана производствена функция за България - коинтеграционен подход. // *Статистика*, 2008, бр. 4, с. 47-73; **Петков, Пл.** Изследване на зависимостта на брутния вътрешен продукт от броя на заетите лица и брутното образуване на основен капитал в България с разширената Бокс-Кокс трансформация. // *Народностопански архив*, 2008, бр. 3, с. 45-61. **Петков, Пл.** Иконометрична оценка на агрегирани производствени функции за Брутния вътрешен продукт на Р.България. // *Годишник на СА "Д. А. Ценов"*, том СХІ, 2009, с. 73-114. **Петков, Пл.** Алгоритъм за иконометрична оценка на агрегираната производствена функция с трансцендентната логаритмична (транслог) апроксимация. // *Диалог*. Свищов, 2009, брой 1, с. 1-38. **Петков, Пл.** Коинтеграционен анализ на агрегираната производствена функция посредством авторегресионни модели с разпределен лаг (ARDL). // *Икономически изследвания*, 2009, бр. 4, с. 3-35.

⁵ **Гладнишки, Антон.** Агрегирана производствена функция в България в условията на преход. София, АИАП, „Серия икономически изследвания”, 2004; **Гладнишки, А.** Измерване на потенциалното производство: използване на инструментариума на производствените функции. София, АИАП, „Серия икономически изследвания”, 2005.

⁶ **Статев, Стати.** Финансово развитие и икономически растеж в България, 1991-2006 г. (иконометричен анализ по логиката на производствената функция). София, БНБ, „Дискусии на материали”, 2009.

Пламен Петков

„икономически растеж – финансово развитие“ в България с помощта на методологията на коинтеграционния анализ⁷.

В пряка връзка с насочеността на настоящото изследване е второто направление от емпиричните анализи, т.е. използването на иконометрични модели, в които инвестициите се въвеждат в ролята на зависими величини. На обстоен анализ са подложени преките чуждестранни инвестиции от Ст. Петранов⁸, Св. Тодорова и В. Димитрова⁹. Инвестициите в образованието са изследвани от Д. Канев¹⁰, а разходите за научна и развойна дейност от Пл. Петков¹¹. Моделирането на инвестиционните решения с логистични регресионни модели по данни от масовата приватизация е осъществено от А. Цветков и М. Коцева¹². Н. Валев и Н. Тасич¹³ анализират влиянието на банковия кредит върху инвестициите и реалната икономическа активност. Н. Кетенчи¹⁴ включва и България като страна от Европейския съюз при изследване на коинтеграционните зависимости между инвестициите и спестяванията.

Независимо от вида на иконометричния модел (използвани са логистични регресионни модели, ARIMA модели, GARCH модели, векторни авторегресионни модели, векторни модели с коригиране на грешката, различни модели, основаващи се на коинтеграционния анализ), с който се анализира динамиката на инвестициите, в почти всички цитирани изследвания се установява нестационарният им характер. Изследванията се основават на месечни, тримесечни или годишни данни, като при повечето от тях, началният период е 1991 година, от когато всъщност започват да се формират динамични редове в България за преките чуждестранни инвестиции.

Напълно обяснимо, най-голям е интересът към моделирането, анализа и прогнозирането на преките чуждестранни инвестиции (ПЧИ). Ст. Петранов изследва динамиката им за периода 1991-2002 г. въз основа на тримесечни и годишни данни като предлага две групи иконометрични модели за тяхната оценка. С първата група се идентифицират факторите, определящи динамиката на ПЧИ в

⁷ **Статев, Стати.** Взаимовръзката икономически растеж - финансово развитие (иконометричен анализ за България: 1991-2006). // *Годишник на УНСС*, 2009, бр. 51 с. 207-286;

Статев, Ст. Външна търговия, финанси и икономически растеж. // *Икономически алтернативи*, 2009, бр. 4, с. 12-37.

⁸ **Petranov, S.** Foreign Direct Investments to Bulgaria. Agency for Economic Analysis and Forecasting, 2003.

⁹ **Тодорова, Св., Димитрова, В.** Преки чуждестранни инвестиции в България: състояния и прогнози. // *Известия на ИУ Варна*, 2008, №2, с. 85-93.

¹⁰ **Канев, Димитър.** Иконометрични изследвания на инвестициите в образованието и производствената подготовка. // *Морски научен форум, Том 4 - Хуманитарно обучение и възпитание.* - Варна, 1996, с. 179-186.

¹¹ **Петков, Пламен.** Иконометричен анализ на инвестициите в България. // *Научно-методическа конференция „Финансовото образование и научните изследвания във Висшите училища в България – стратегия „Европа 2010“.* – Свищов, 2012, с. 142-149.

¹² **Цветков, А., Коцева, М.** Моделиране на инвестиционни решения чрез логистични регресии. // *Икономическа мисъл*, 2002, бр. 1, с. 56-72.

¹³ **Velev, N., Tasic, N.** Financial and Growth in Bulgaria – the Effects of Credit Maturity and Credit Size across Economic Sectors. Georgia State University, 2007, mimeo, цитирано по **Статев, Ст.** Взаимовръзката икономически растеж - финансово развитие (иконометричен анализ за България: 1991-2006). // *Годишник на УНСС*, 2009, бр. 51 с. 208.

¹⁴ **Ketenci, N.** The Feldstein-Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members. // *Economic Modelling*, 2012, vol. 29(2), pp. 262-270.

Пламен Петков

България. Като такива са тествани реалният брутен вътрешен продукт (БВП), акумулираните ПЧИ, общият индекс на прехода, реалният лихвен процент, вътрешният кредит за нефинансовите институции, темпът на изменение на валутния курс, инфлацията, съотношението между текущата сметка от платежния баланс и БВП, реалната средна работна заплата и съотношението между износа и БВП. С втората група модели се извършва оценка на влиянието на ПЧИ върху общите инвестиции в страната и върху икономическия растеж като моделът се разширява с включването на БВП и размера на инвестициите в минали периоди. Тествани са както гъвкавият акселераторен модел на Койк, така и неокласическият инвестиционен модел на Хол и Йоргенсен. Св. Тодорова и В. Димитрова, използвайки месечни данни за периода 1996-2007 г., с помощта на ARIMA (0,1,1) и GARCH (1,1) модели изчисляват прогноза за размера на ПЧИ по месеци за 2008 г. Авторите правилно отбелязват, че през изследвания период динамиката на ПЧИ е съпътствана от шокови въздействия и циклични колебания, което оправдава избора им за прогнозиране с ARIMA модели. Евентуалното влияние на шоковите промени обаче не е отчетено при проверката за стационарност. Те установяват, че изследваният динамичен ред, съставен от размера на ПЧИ е интегриран от първи порядък, като използват само разширения критерий на Дики-Фулър.

Опит да се отчете влиянието на шоковите промени при иконометричното моделиране е направен от Ст. Статев, Пл. Петков и Н. Кетенчи, като се прилагат три различни подхода. Статев решава проблема с влиянието на структурните шокове като провежда анализа в два отделни периода. Поради наличието на структурно прекъсване в редовете, свързано с кризата от 1996-1997 г., първият период е от първо тримесечие на 1991 г. до четвърто тримесечие на 1996 г., а втория от второ тримесечие на 1997 г. до трето тримесечие на 2006 г.¹⁵

Петков¹⁶ въз основа на годишни данни за периода от 1991 г. до 2011 г. извършва проверка за интегрираността на показателите в модела, като заедно с традиционните критерии за проверка на единичен корен - разширения критерий на Дики-Фулър т.е. ADF, ADF-GLS критерия на Елиът, Ротенберг и Сток и KPSS-критерия на Квятковски, Филипс, Шмит и Шин използва и критерия на Перон за проверка на единичен корен при наличие на структурни промени. С четирите критерия се установява, че логаритмите на разходите за НИРД и техните детерминанти са нестационарни величини и са интегрирани от първи порядък. С критерия на Перон се идентифицират статистически значими влияния на структурните промени както в инвестициите (разходи за НИРД), така и в променливите, разглеждани като основни детерминанти.

Н. Кетенчи¹⁷ в своето изследване на равнището на мобилност на капиталите в страните от ЕС подлага на оценка връзката между инвестициите и спестяванията с помощта на „загадката на Фелдстайн и Хориока“. Обхванат е периодът от 1995 г. до 2009 г. като се използват тримесечни данни. Проверката за стационарност на динамичните редове се извършва както с критерия на Зивот-Андрюс, предназначен за проверка на един структурен шок, така и с методологията на Бай и Перон, която

¹⁵ Статев, Ст. Взаимовръзката икономически растеж - финансово развитие (иконометричен анализ за България: 1991-2006). // *Годишник на УНСС*, 2009, бр. 51 с. 210.

¹⁶ Петков, Пл. (2012). Цит. съч.

¹⁷ Ketenci, N. (2012). Op. cit.

Пламен Петков

позволява тестването на повече от един структурен шок. Данните, за които се установява интегрираност от първи порядък се анализират като се прилагат коинтеграционните подходи, предложени от Йохансен (с отчитане и без отчитане на структурни промени) и от Грегъри и Хансен. За България се установява наличието на три структурни шока през изследвания период, но в крайна сметка оценката на параметъра, характеризиращ стопирането на спестяванията, коригиран за наличието на структурен шок, е статистически незначим.

Основната цел, която се поставя в настоящата публикация, е да се обогати литературата в областта на иконометричното моделиране на функцията на инвестициите в България като се приложи коинтеграционен анализ с отчитане на потенциални структурни шокове. На тестване се подлагат три модела – за общите инвестиции (I), за частните инвестиции (PI) и за преките чуждестранни инвестиции (FI). Във всеки от тези модели към конвенционалните (съгласно неокласическата теория за инвестициите) фактори реален брутен вътрешен продукт, сконтов лихвен процент и равнище на инфлацията се въвежда и обобщаващ индекс за финансовото развитие на България, с който се изследва ролята на финансовите фактори за инвестициите.

В анализа се използват съвременни иконометрични методи, с които се моделират дългосрочни и краткосрочните зависимости между агрегираните инвестиции и техните детерминанти за периода между 1991 г. и 2011 г. въз основа на годишни данни. Като източници на статистическа информация са използвани официалните публикации и сайтовете на Международния валутен фонд и Световната банка. Оценките и тестването на моделите са извършени с иконометричните софтуерни продукти Gretl 1.9.11 for Windows и JMulTi 4.24.

Изложението на разработката е следното. В следващата част е представен кратък преглед на основните теоретични постановки при моделирането на функцията на инвестициите. След това са разгледани особеностите на векторните модели за коригиране на грешката (VECM), с които се изследват дългосрочните и краткосрочни зависимости между инвестициите и техните основни детерминанти. В част четвърта са представени основните източници на използваните статистически данни. В част пета са поместени резултатите от емпиричното изследване. Накрая са изложени основните изводи от изследването.

2. Теория на инвестиционната функция

Динамиката на агрегираната инвестиционна функция може да се опише с достатъчно на брой иконометрични модели, в които като детерминанти се включват различни фактори¹⁸. Сравнително широко приложение в емпиричните изследвания намират моделът на акселератора, неокласическият модел за

¹⁸ Целта на настоящата част не е да се прави пълен преглед на литературата в областта на инвестиционното поведение, а да се открият основните моменти при иконометричното моделиране на инвестиционната функция на макроравнище. Подробен преглед в областта на инвестиционните функции както на макро, така и на микроравнище може да се намери в **Caballero, R.** Aggregate investment. NBER Working Paper No. 6264. National Bureau of Economic Research. Cambridge, Massachusetts, 1997. Обстоен преглед за приложението на инвестиционната функция на микроикономическо равнище заинтересованият читател може да намери в **Jorgensen, D., Hunter, J., Nadiri, I.** A comparison of alternative econometric models of quarterly investment behavior. // *Econometrica*, Mar., 1970, 38 (2), pp. 187-212.

Пламен Петков

инвестициите, q-моделът на Тобин, моделът на паричните потоци, авторегресионните модели и др.¹⁹

Според модела на акселератора²⁰ инвестициите зависят от лаговите величини на производството и на капитала. Основните предпоставки за приложението на този модел като перфектен капиталов пазар, отсъствие на ликвидни ограничения и абстрактната роля на правителството са доста строги и не винаги тяхното изпълнение може да бъде осигурено.

Началото на неокласическата теория за инвестициите се поставя от Йоргенсен²¹, според когото между инвестициите и производството е налице положителна зависимост, а между инвестициите и реалните разходи за капитал, т.е. лихвените проценти е налице отрицателна зависимост. Тази функция може да бъде разширена чрез отчитане влиянието и на други фактори като цени на стоките и услугите (без теоретично дефинирана посока на зависимост), характер на данъчното законодателство и др. Между темпа на растеж на националното производство и инвестициите е налице пряка зависимост, защото той определя измененията в търсенето на стоки и услуги, които инвеститорите от своя страна, се надяват да задоволят. Високите равнища на лихвените проценти увеличават разходите за капитал, което логично води до намаляване на инвестициите.

С q-модела на Тобин²² се дефинира зависимост между нетните инвестиции и отношението между пазарната стойност на инвестициите и разходите за замяна или възпроизводство, т.е. пазарната стойност на произведените на база на инвестициите стоки и услуги. Този модел осигурява ясна рамка за определяне на ефекта на пазарната стойност на инвестициите, но не се отчита влиянието на фактори, които могат да се представят с лагове на разпределение от различен порядък.

В модела на паричните потоци²³ инвестициите зависят от вътрешния паричен поток, защото са удобен начин за инвестиране в основен капитал. Основният недостатък на този модел се състои в неясния характер на ролята, която се отдава на паричните потоци. От една страна, тези потоци влияят директно върху оптималната капиталова структура, а от друга, те определят скоростта на коригирането на текущата капиталова структура към оптимална такава.

¹⁹ Представените тук модели на инвестиционната функция са разгледани в **Kopcke, R.** The determinants of investment spending. New England Economic Review. Federal Reserve Bank of Boston. Boston, Massachusetts, 1985. Цитирано по **Humavindu, M.** An econometric analysis of fixed investment in Namibia. DEA Research Discussion Paper, January 2002, Number 47, p. 7.

²⁰ Теорията на акселератора е предложена от Кларк (**Clark, J.** Business acceleration and the law of demand: a technical factor in economic cycles.// *Journal of Political Economy*, 25, 1917, pp. 217-235), а по-късно е доразвита от Ченъри (**Chenery, H.** Overcapacity and the acceleration principles.// *Econometrica*, 1952, 20, pp. 1-28) и Койк (**Koyck, L.** Distributed Lags and Investment Analysis. Amsterdam, North-Holland, 1954). Трите произведения са цитирани по **Brunton, R., Alexander, R.** Aggregate investment in New Zealand pre- and post-restructuring.// *Applied Economics*, 1999, 31, p. 288.

²¹ **Jorgensen, D.** The Theory of Investment Behavior, In: Determinants of Investment Behavior. NBER, New York, 1967, pp. 129-188; **Jorgensen, D.** Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey.// *Journal of Economic Literature*, 1971, 13, pp. 1111-1147.

²² **Tobin, J.** A general equilibrium approach to monetary theory.// *Journal of Money Credit and Banking*, 1969, 1 (1), pp. 15-29.

²³ Началото на теорията за връзката между инвестициите и паричните потоци е поставено от Маршал, вж. **Marshall, P.** Equated yield analysis: a valuation method of the future.// *Estates Gazette*, 1976, 239 (14 Aug.), pp. 493-497.

Пламен Петков

С авторегресионните модели не може да се оцени директно влиянието на промените в бизнес условията или икономическата политика върху инвестициите. Текущите инвестиции се представят като функция единствено на инвестициите, реализирани през минали периоди от време.

При емпиричното тестване на инвестиционната функция се използват различни фактори, които могат да се обособят в няколко основни групи: традиционни (конвенционални) фактори; фактори, свързани с финансовото развитие; фактори, свързани с провежданата държавна политика; фактори на отвореността на икономиката²⁴.

Като традиционни се разглеждат факторите, които неокласическата теория включва в инвестиционната функция – темп на икономическия растеж, данъците, спестяванията и лихвените проценти. Съгласно традиционните схващания, вътрешните инвестиции зависят до голяма степен от размера на спестяванията. Това виждане се основава на твърдението, че равнището на спестяванията определя лихвения процент, а от тук и разходите за инвестиции, които от своя страна влияят върху търсенето на нови капитали. Положителната зависимост между спестяванията и инвестициите в литературата се определя като признак за несъвършено движение на международните капиталови потоци. Тази зависимост има предимно статичен характер и се отнася единствено за нетните спестявания, които се определят като разлика между доход и потребление.

От икономическа гледна точка спестяванията могат да се разглеждат като финансов феномен. Те представляват механизъм за предоставяне на средства (директно и индиректно) на капиталовия пазар, които впоследствие се трансформират в инвестиции. По този начин финансовият сектор реализира допълнителни печалби от реалния сектор чрез обема на спестяванията. В групата на финансовите фактори, имащи значение за реалното осъществяване на инвестиционната дейност, се отнасят още състоянието на кредитния пазар, разглеждан като основен елемент при обвързването на икономическото развитие с финансовото развитие на една страна, монетарните фактори и участието на финансовите посредници в процеса по осъществяването на инвестиционни дейности и намерения.

В групата на факторите, свързани с осъществяването на държавната политика, могат да се включат държавните разходи, държавните задължения, отпуснатите кредити на частния сектор, частните инвестиции, инфлацията и др. Държавните разходи могат да подтиснат индиректно стимулирането към инвестиране чрез увеличаването на лихвените проценти, чрез намаляване на предлаганите капитали на пазара или чрез допълнителни нормативни такси, с които се облагат инвестиционните дейности. От друга страна държавните разходи стимулират вътрешните инвестиции чрез ефекта на акселератора. Резултатът обаче не винаги е известен предварително и обикновено се установява с помощта на емпирична проверка. Негативно върху интереса към инвестиране влияят и държавните заеми, отпуснати от местни финансови кредитори. Равнището на инфлацията изпълнява ролята на основен индикатор за способностите на

²⁴ Uçan, O., Öztürk, Ö. Financial Determinants of Investment for Turkey.// *Journal of Economic and Social Studies*, January 2011, Volume 1, Number 1, pp. 84-87.

Пламен Петков

правителството да управлява националната икономика. Високите равнища на инфлацията са една от основните причини за загуба на интерес към инвестиране.

Друга група обхваща факторите, свързани с отвореността на икономиката. Тук се отнасят реалният валутен курс, условията на търговия, външнотърговските потоци, външният брутен дълг, относителният дял на сивата икономика и др. Търговските потоци (внос и износ) са сред факторите от тази група с най-силни връзки с инвестициите. Между инвестициите и търговските потоци, независимо дали са представени като обем на вноса, износа или външнотърговския оборот, е налице положителна зависимост. От друга страна, между външния държавен дълг и вътрешните инвестиции се наблюдава отрицателна зависимост.

3. Иконометричен модел на агрегираните инвестиции

Осъществяването на проверката за наличие на коинтеграционни отношения се основава на следния общ векторен авторегресионен модел от порядък p , характеризиращ дългосрочните отношения между променливите:

$$z_t = c_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^p \phi_i z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

където:

c_0 – векторът-стълб с $k+1$ елементи, характеризиращ константата (дрифта);
 β – векторът на коефициентите пред времевия тренд от порядък $(k+1)$;
 z_t – векторът, включващ значенията на променливите y_t и x_t ;
 y_t – зависимата променлива, интегрирана от първи порядък;
 x_t – матрицата, включваща факторните променливи (регресорите), интегрирани също от първи порядък, с многомерно нормално разпределена случайна грешка и хомоскедастичен процес.

Взаимодействието между дългосрочните и краткосрочните отношения намира израз в следния векторен модел за коригиране на грешката (VECM):

$$\Delta z_t = c_0 + \beta t + \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

където:

Δ – лаговият оператор;
 $\Pi = \alpha\beta'$ – матрицата с параметрите, характеризиращи дългосрочните отношения между променливите, където β е коинтеграционният вектор, а α – векторът на корекциите;
 Γ – матрицата с параметрите, характеризиращи краткосрочните отношения между променливите;

В зависимост от предположенията относно детерминистичните компоненти в модела, проверката за коинтеграция се осъществява с използването на пет различни сценарии (случаи)²⁵:

Случай I: (няма константа, няма тренд) $c_0 = 0, \beta = 0$.

Случай II: (ограничена константа, няма тренд) $c_0 = -(\delta_1, \delta_2)\mu, \beta = 0$.

Случай III: (неограничена константа, няма тренд) $c_0 \neq 0, \beta = 0$.

²⁵ За подробности относно същността на сценариите вж. Петков, Пламен. Взаимодействия между БВП и износа в българската икономика.// *Икономически алтернативи*, 2009, бр. 6, с. 40.

Случай IV: (неограничена константа, ограничен тренд) $c_0 \neq 0, \beta = -(\delta_1, \delta_2)\gamma$.

Случай V: (неограничена константа, неограничен тренд) $c_0 \neq 0, \beta \neq 0$.

4. Статистически данни: източници и предварителна обработка

Като основни източници за необходимите макроикономически показатели са използвани официалните публикации и сайтовете на Международния валутен фонд (<http://www.imfstatistics.org>) и Световната банка (<http://data.worldbank.org>). Емпиричните оценки на различните инвестиционни функции се осъществяват въз основа на годишни данни за следните показатели. Инвестициите се обхващат с помощта на показателите бруто образуване на основен капитал (I), бруто образуване на основен капитал в частния сектор (PI) и преките чуждестранни инвестиции (FI). Трите показателя са представени чрез относителни величини като процент от БВП. Информацията за тяхната динамика е набавена от информационния масив World Development Indicators (WDI) на Световната банка. От групата на *конвенционалните фактори* за обхващане на националното производство в анализа се използват индексът на реалният брутен вътрешен продукт (RGDP), изчислен по постоянни цени от 2005 г. и цената на капитала, представена с показателя „сконтов лихвен процент” (R)²⁶. Данните са взети от масива с данни International Financial Statistics на МВФ. От групата на *факторите, свързани с осъществяването на държавната политика*, в анализа се използват инфлацията и индексът на финансовото развитие. Инфлацията се измерва по два начина: чрез индекса на потребителските цени (INF) и чрез дефлатора на БВП, (INF2). Двата показателя са взети от масива WDI на Световната банка. Обобщеният индекс за финансово развитие се изчислява по следния начин²⁷:

$$FDindex = \frac{\sum_{i=1}^4 \frac{FD_i}{\overline{FD_i}}}{4}, \quad (3)$$

където:

FD_1 е съотношението между предоставените вътрешни кредити и БВП;

FD_2 – съотношението между показателя „широки пари” и БВП;

FD_3 – съотношението между предоставените вътрешни кредити от банковия сектор и БВП;

FD_4 – съотношението между вземанията на централното правителство и БВП.

Четири финансови индикатора са получени от масива WDI на Световната банка. Динамичните редове се състоят от 21 наблюдения. Тук се тестват три инвестиционни модела – на общите вътрешни инвестиции, на преките чуждестранни инвестиции и на инвестициите в частния сектор. Като основни детерминанти се разглеждат реалният БВП, сконтовият лихвен процент,

²⁶ Сконтовият лихвен процент е лихвеният процент, по който БНБ отпуска кредити на търговските банки за погасяване на настъпили временни ликвидни затруднения. Този показател е предпочетен пред реалния лихвен процент, защото последният приема отрицателни значения през отделни години, което прави невъзможно изчисляването на техните логаритми.

²⁷ Uçan, O., Öztürk, Ö. (2011). Op. cit., p. 91.

Пламен Петков

инфлацията, изчислена на базата на индекса на потребителските цени и дефлатора на БВП, както и индексът на финансовото развитие. Понеже инфлацията е представена на базата на индекса на потребителските цени и на дефлатора на БВП, всеки от трите модела е оценен с включването на всеки от показателите за характеризирание на инфлацията. В крайна сметка, на оценка са подложени общо шест модела за функцията на инвестициите:

Модел 1: $I_t = f(RGDP_t, INF_t, R_t, FDindex_t)$;

Модел 2: $I_t = f(RGDP_t, INF 2_t, R_t, FDindex_t)$;

Модел 3: $PI_t = f(RGDP_t, INF_t, R_t, FDindex_t)$;

Модел 4: $PI_t = f(RGDP_t, INF 2_t, R_t, FDindex_t)$;

Модел 5: $FI_t = f(RGDP_t, INF_t, R_t, FDindex_t)$;

Модел 6: $FI_t = f(RGDP_t, INF 2_t, R_t, FDindex_t)$.

5. Резултати от емпиричното изследване

Проверка на стационарността на променливите

Съставянето на коректни модели с използването на динамични редове е пряко свързано с тяхната стационарност. Преди да се пристъпи към прилагането на коинтеграционния подход и методологията за коригиране на грешката е необходимо да се установи порядъкът на интегрираност на променливите, т.е. да се определи колко пъти трябва да се диференцират променливите, за да се превърнат в стационарни. Проверката за стационарност се осъществява с помощта на разширения критерий на Дики-Фулър т.е. ADF, ADF-GLS критерия на Елиът, Ротенберг и Сток, критерия на Филипс-Перон и KPSS-критерия на Квятковски, Филипс, Шмит и Шин. С първите три критерия на проверка се подлага нулевата хипотеза, според която в редовете има единичен корен (т.е. налице е нестационарност), а с нулевата хипотеза при KPSS-критерия се твърди, че динамичният ред е стационарен. От съществено значение при тестване на порядъка на интегрираност е определянето на оптималния брой на лаговете, които трябва да се включват. Максималният порядък на лаговия оператор е 4.

Резултатите от проверката за стационарност на равнищата (логаритмите на променливите) и първите разлики са представени в таблица 1. От визуалния анализ на динамиката на изследваните променливи (вж. Приложение 1) е прието проверката да се осъществи като в равнищата се включват константа и тренд, което определя наличието на константа в първите разлики.

От извършената проверка на стационарността с четирите критерия се установява, че логаритмите на общите инвестиции, преките чуждестранни инвестиции, инвестициите в частния сектор, инфлацията, изчислена на база ИПЦ и дефлатора на БВП и индексът на финансово развитие са интегрирани от първи порядък. Според ADF и ADF-GLS критериите реалният брутен вътрешен продукт е интегрирана величина от първи порядък, докато с PP и KPSS критериите се установява интегрираност от по-висок порядък. Подобно е положението и по отношение на лихвения процент. Три от критериите показват интегрираност от първи порядък, а с KPSS изводът е за стационарност на динамичния ред.

Таблица 1. Резултати от тестването за единичен корен в динамичните редове

Променливи	ADF	ADF-GLS	PP	KPSS	Извод
<i>i</i>	-2,438 (0)	-2,217 (0)	-7,91 (0)	0,237 (0)	I(1)
Δi	-3,573 (0)	-3,509 (0)	-16,63 (0)	0,181 (0)	
<i>fi</i>	-0,488 (0)	-0,980 (0)	-1,68 (0)	0,345 (0)	I(1)
Δfi	-3,647 (0)	-3,674 (0)	-16,51 (0)	0,345 (0)	
<i>pi</i>	-2,319 (1)	-2,096 (0)	-6,86 (0)	0,283 (0)	I(1)
Δpi	-3,443 (0)	-3,366 (0)	-15,89 (0)	0,198 (0)	
<i>rgdp</i>	-2,440 (1)	-1,612 (1)	-5,21 (1)	0,234 (0)	I(1)
$\Delta rgdp$	-3,064 (0)	-2,644 (0)	-11,53 (0)	0,545 (0)	I(2)
<i>inf</i>	-2,950 (0)	-2,679 (0)	-11,0 (0)	0,161 (0)	I(1)
Δinf	-4,437 (1)	-4,274 (1)	-21,12 (1)	0,073 (1)	
<i>inf2</i>	-2,950 (0)	-3,116 (0)	-13,54 (0)	0,148 (0)	I(1)
$\Delta inf2$	-4,927 (1)	-4,812 (1)	-21,91 (1)	0,068 (1)	
<i>r</i>	-2,866 (0)	-3,052 (0)	-13,33 (0)	0,091 (0)	I(1)
Δr	-5,418 (0)	-5,566 (0)	-25,42 (0)	0,057 (0)	I(0)
<i>fdindex</i>	-1,214 (0)	-1,375 (0)	-3,63 (0)	0,426 (0)	I(1)
$\Delta fdindex$	-4,413 (0)	-4,508 (0)	-21,30 (0)	0,212 (0)	

Забележка: С **получерен** шрифт са отбелязани величините, при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,01$, с **наклонен получен** шрифт – тези, при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, а с *наклонен* шрифт - тези при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,10$. С малки букви са изписани логаритмите на променливите, т.е. $i = \ln(I)$, $fi = \ln(FI)$ и т.н. С Δ са означени операторите за първите разлики. В скоби е посочен оптималният лагов порядък при изчисляване на тестовите статистики.

Тъй като за два от показателите се получават противоречиви резултати с отделните критерии за проверка на единичен корен, може да се предположи, че са налице статистически значими структурни шокове. Поради тази причина са приложени критериите на Перон²⁸ и на Сайконен-Люткепол (SL)²⁹ за проверка на единичен корен при наличие на структурни промени.

С критерия на Перон се предполага, че структурните промени настъпват внезапно, докато SL тестът се основава на презумпцията, че те се осъществяват постепенно. Разглеждайки структурната промяна като ендогенна променлива (т.е. не е известна предварително) Перон предлага въвеждане на фиктивни импулсни променливи, с които се отразява наличието на един структурен шок³⁰ в равнищата (константата), в наклона на трендовата функция или както в равнищата, така и в наклона. Тук се приема, че структурните шокове се наблюдават само в равнищата. С нулевата хипотеза се твърди, че съществува единичен корен, а с алтернативната – че е налице стационарност около структурен тренд. Проверката на хипотезата $\alpha = 1$ се осъществява на базата на следния модел:

²⁸ **Perron**, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. // *Journal of Econometrics*, 1997, pp. 355-385.

²⁹ **Saikkonen**, P., **Lütkepohl**, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. // *Econometric Theory*, 2002, 18, pp. 313-348.

³⁰ Поради относително късите динамични редове, които се подлагат на анализ, в настоящото изследване се допуска наличието само на един структурен шок.

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t. \quad (4)$$

С SL критерия проверката се осъществява по три различни начина. При първия (shift dummy), структурната промяна се отчита с въвеждането на фиктивна променлива за годината (нули преди годината и единици след нея), с която се идентифицира настъпването на структурен шок. Във втория случай (exponential shift), функцията на структурната промяна се основава на експоненциалната функция на разпределение, с която се постулира наличието на нелинейна, постепенна промяна в периода след годината, в която настъпва структурния шок. Третата възможност (rational shift) представлява рационална функция на лаговия оператор, приложен върху фиктивната променлива, представена чрез първия начин.

Проверката за единичен корен с SL се извършва в два етапа. През първия етап на оценка с обобщения метод на най-малките квадрати се подлага детерминистичния компонент μ_1 в уравнението $y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + x_t$, след което от първоначалния ред се изважда този компонент. През втория етап върху коригираните данни се прилага ADF критерия за проверка на хипотезата за единичен корен. Резултатите от проверката за единичен корен с презумпцията за наличие на структурен шок през разглеждания период, получени с двата критерия са представени в таблица 2.

Получените резултати не могат да доведат до категорични изводи. С критерия на Перон се установява, че за равнищата на общите инвестиции, частните инвестиции, преките чуждестранни инвестиции, инфлацията, представена с дефлатора на БВП, ливения процент и индекса на финансовото развитие се приема нулевата хипотеза за нестационарност, докато за техните първи разлики е налице стационарност около трендовата линия. Тези изводи се потвърждават с критерия на SL, приложен с презумпцията за рационална промяна по отношение на трите показателя за инвестициите, реалния БВП и индекса на финансовото развитие. За останалите три показателя се установява наличието на статистически значим структурен шок като при показателите за инфлацията той е през 1998 г., а за лихвения процент – през 1997 г.

С помощта на фиктивните променливи (shift dummy), отразяващи постепенна промяна се установява, че значим структурен шок се наблюдава по отношение на двете променливи за измерване на инфлацията (през 1998 г.) и индекса на финансовото развитие (2000 г.). С експоненциалната фиктивна променлива този извод се потвърждава за преките чуждестранни инвестиции (2000 г.) и за индекса на финансовото развитие. При останалите показатели няма значими структурни шокове, но те неминуемо са нестационарни величини и са интегрирани от първи порядък. Получените резултати ни дават основание да предположим, че за всички модели на инвестиционните функции може да съществува дългосрочна връзка (коинтеграционно отношение). За да се отчете и влиянието на структурните шокове, анализът по-нататък преминава в три направления. Дългосрочните и краткосрочните зависимости между инвестициите и техните основни фактори се изследват както без отчитане на структурни шокове, така и с включване на фиктивни променливи, отразяващи внезапно (impulse dummy) и постепенно настъпване (shift dummy) на структурните промени. Изхождайки от

Пламен Петков

информационните критерии и строгата икономическата логика, за година на структурни шокове е избрана 1997 г.

Таблица 2. Проверка за единичен корен в динамичните редове с отчитане на възможни структурни промени

Промен- ливи	Критерий на Сайконен-Люткепол (SL)						Критерий на Перон	
	Shift dummy		Exponential shift		Rational shift			
	$f^{(1)}$		$f^{(2)}$		$f^{(3)}$			
	TB	τ	TB	τ	TB	τ	TB	t_a
i	1997 (1)	-2,104	1997 (1)	-2,136	1997 (0)	-2,411	2003 (1)	-3,500
Δi	1998 (0)	-1,998	1998 (0)	-1,767	1998 (0)	-2,927	2007 (1)	-6,234
fi	2007(4)	-1,444	2000(3)	-3,622	2000(3)	-1,329	2000 (0)	-3,191
Δfi	2008 (3)	-1,817	2008 (3)	<i>-1,864</i>	2008 (3)	-3,12	2007 (0)	-5,389
pi	1997 (1)	-1,850	1997 (1)	-1,924	1997 (1)	-2,684	2000 (0)	-2,956
Δpi	1998 (0)	-1,999	1998 (0)	-1,862	1998 (0)	-2,966	1999 (1)	-5,305
$rgdp$	1996 (1)	-0,904	1996 (1)	-1,413	1996 (1)	-1,704	2002 (0)	-3,075
$\Delta rgdp$	1996 (0)	-2,787	1996 (0)	-3,091	1996 (0)	-3,267	2007 (0)	-4,523
inf	1998 (2)	-3,191	1998 (1)	-2,509	1998 (2)	-4,838	1998 (0)	-4,522
Δinf	1998 (1)	-1,848	1998 (1)	-2,117	1998 (1)	-6,409	1998 (0)	<i>-5,190</i>
$inf2$	1998 (1)	-3,240	1998 (1)	-1,551	1998 (1)	-4,087	1998 (0)	<i>-4,991</i>
$\Delta inf2$	1998 (1)	-1,995	1998 (1)	-2,094	1998 (1)	-5,365	1998 (0)	-5,574
r	1997 (2)	-2,364	1997 (2)	-2,342	1997 (1)	-5,180	1995 (0)	-3,857
Δr	1997 (0)	-2,094	1997 (0)	-1,692	1997 (0)	-2,826	2007 (0)	-6,113
$fdindex$	2000 (4)	-6,755	2000 (4)	-6,127	2000 (4)	-2,476	2001 (4)	-3,355
$\Delta fdindex$	2001 (4)	-9,651	2001 (4)	-5,687	1997 (0)	-12,23	2002 (4)	-23,26

Забележка: С **получерен** шрифт са отбелязани величините, при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,01$, с **наклонен получен** шрифт – тези, при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,05$, а с **наклонен** шрифт - тези при които нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост $\alpha = 0,10$. С малки букви са изписани логаритмите на променливите, т.е. $i = \ln(I)$, $fi = \ln(FI)$ и т.н. С Δ са означени операторите за първите разлики. В скоби е посочен оптималният лагов порядък. С TB са отразени годините, в които се наблюдават структурни промени.

За да се оценят дългосрочните и краткосрочните зависимости между инвестициите и техните детерминанти се използва следният алгоритъм, предложен от Хол, Грийнслейд и Хенри³¹:

1. Проверка за слаба екзогенност чрез серия от проверки по отношение на елементите на матрица α , представена в уравнение (2).
2. Определяне на коинтеграционния ранг (броя на коинтеграционните вектори) на матрицата Π в уравнение (2).
3. Съставяне на първоначалния неограничен динамичен модел за характеризирание на краткосрочните зависимости.

³¹ **Hall, S. Greenslade, J., Henry, B.** On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: Practical Procedures with an Application to UK Wages and Prices.// Computing in Economics and Finance, 1999, No 643, p. 11.

4. Проверка на различни ограничения в матрицата с дългосрочните коефициенти β и проверка на допълнителни ограничения в матрицата с корекциите α до получаване на окончателен, напълно ограничен модел.

Проверка за слаба екзогенност

Преди определяне на детерминирани компоненти, които трябва да се включват в коинтеграционните модели, е необходимо да се изследват променливите за слаба екзогенност. Тази проверка е особено наложителна поради малкия брой наблюдения, съчетан с големия брой на променливите. Слабата екзогенност означава, че дългосрочният коинтеграционен вектор няма статистически значими оценки в матрицата с корекциите α за уравнението, с което се описва краткосрочната динамика на променливата, която е от особен интерес за изследването. За да се осъществи проверката за екзогенност първо трябва да се вземе решение относно броя на коинтеграционните вектори. Предварителните оценки на коинтеграционните отношения между петте променливи водят до обособяване на два коинтеграционни фактора. От тази гледна точка, екзогенността се подлага на проверка първо с приложение на два вектора, а впоследствие и с общата неограничена презумпция за четири вектора. Резултатите от проверката за модел 1 са представени в таблица 3³².

С презумпцията за два фактора без структурни промени при всеки от петте случаи, без изключение, се установява, че единствено реалният брутен вътрешен продукт е екзогенна величина, а лихвеният процент – само при положение, че се тестват модели, дефинирани със случай III или V. Подобно е заключението и при условие, че са налице постепенни структурни промени. Екзогенността на реалния БВП не се приема само за случай I. За случай II, IV и V слабо екзогенна величина е инфлацията, представена чрез ИПЦ, а за случай III – скontoвият лихвен процент. При тестване с 4 вектора както без, така и при постепенно настъпващи структурни промени, екзогенна величина е само реалният брутен вътрешен продукт (както и лихвеният процент в случай V без структурна промяна). При презумпцията за внезапна структурна промяна без значение дали са два или четири коинтеграционните вектори, като екзогенни се проявяват всички променливи, с изключение на инфлацията, изчислена с ИПЦ.

Абстрахирайки се от резултатите, получени с отчитане на внезапни структурни промени, краткосрочните и дългосрочните зависимости между изследваните променливи се подлагат на оценка с приемане на реалния брутен вътрешен продукт като единствена екзогенна променлива. В подкрепа на взетото решение може да се изтъкне фактът, че както трите показателя за инвестициите, така и четирите показателя, с които се изчислява индексът на финансовото развитие са представени като съотношение спрямо БВП.

³² Резултатите за останалите модели могат да бъдат предоставени при поискване.

Таблица 3. Проверка за слаба екзогенност на променливите, включени в модел 1

Без отчитане на структурна промяна (БСП)										
Пром.	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
	2	4	2	4	2	4	2	4	2	4
	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора
<i>i</i>	6.388	16.07	8.485	8.982	8.235	10.69	4.336	11.80	4.592	12.07
<i>rgdp</i>	3.084	8.280	0.743	2.948	0.245	3.385	0.449	0.855	0.421	4.129
<i>inf</i>	5.050	16.81	6.722	9.802	7.037	11.33	3.834	7.933	8.952	11.16
<i>r</i>	5.631	11.76	8.789	11.91	4.387	8.053	7.144	8.334	3.103	3.320
<i>fdindex</i>	9.462	19.93	10.02	19.93	6.988	9.802	14.71	19.70	13.54	19.05

С внезапна структурна промяна през 1997 година (ВСП)										
Пром.	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
	2	4	2	4	2	4	2	4	2	4
	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора
<i>i</i>	3.872	16.73	5.184	17.20	4.772	17.34	1.805	10.76	16.73	7.388
<i>rgdp</i>	3.960	14.85	1.768	12.01	1.613	11.78	2.083	4.069	14.85	6.092
<i>inf</i>	16.07	20.17	9.933	17.18	8.388	17.60	9.419	20.39	20.17	21.55
<i>r</i>	2.931	3.782	1.057	7.066	0.624	7.468	0.456	8.946	3.782	6.333
<i>fdindex</i>	0.974	3.876	1.728	3.493	2.293	3.895	3.930	12.10	3.876	13.95

С постепенна структурна промяна през 1997 година (ПСП)										
Пром.	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
	2	4	2	4	2	4	2	4	2	4
	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора	век- тора
<i>i</i>	4.773	15.94	8.664	10.28	8.647	10.84	5.560	11.99	5.398	10.20
<i>rgdp</i>	8.039	10.70	3.219	10.61	0.267	4.702	0.905	2.687	0.966	1.732
<i>inf</i>	9.385	24.43	0.826	25.35	8.184	25.39	4.013	20.81	3.546	25.14
<i>r</i>	21.33	24.88	15.11	26.72	4.465	13.92	7.581	13.49	6.240	16.36
<i>fdindex</i>	21.32	33.05	13.13	32.28	9.807	17.07	19.71	37.63	16.73	42.75

Забележка: С **получерен** шрифт са отбелязани величините на LR-критерия, при които с риск от грешка $\alpha = 0,05$ се приема нулевата хипотеза за слаба екзогенност. С малки букви са изписани логаритмите на променливите, т.е. $i = \ln(I)$, $fi = \ln(FI)$ и т.н.

Иконометричен анализ на дългосрочните зависимости

Дългосрочните зависимости се изследват с максимално-правдоподобния коинтеграционен подход на Йохансен. С него се осъществява проверка на стационарността на установените линейни комбинации като се прилага методологията на Дики-Фулър за целите на векторната авторегресия (VAR). Методът позволява едновременно определянето на матрицата на коинтеграционните вектори и тестването на хипотези за ранга на коинтеграцията (брой на коинтеграционните вектори). Оценката на моделите се осъществява с

Пламен Петков

метода на максималното правдоподобие като се използват критерият-следа (λ_{trace}) и критерият на максималното собствено значение (λ_{max}).

За определянето на детерминирани променливи (константа и тренд), които трябва да се включват в дългосрочните и в краткосрочните отношения се прилага „принципът на Пантула“³³. С негова помощ се тестват едновременно хипотезите за броя на коинтеграционните вектори и хипотезите за наличие на детерминирани компоненти. Моделите на инвестиционната функция се оценяват с представените в трета част 5 случая. Резултатите, получени с двата критерия за модел 1³⁴ са представени в таблици 4 и 5.

Таблица 4. Прилагане на „принципа на Пантула“ за Модел 1 с включване на реалния брутен вътрешен продукт като екзогенна променлива с помощта на λ_{trace} критерия

Без отчитане на структурна промяна (БСП)											
r	$n-r$	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS
0	4	57.01	49.56	105.1	67.25	99.31	58.63	134.9	72.10	126.2	68.10
1	3	32.24	32.16	36.36	42.40	30.65	38.93	51.07	49.36	43.19	46.58
2	2	8.219	17.79	11.94	25.23	8.941	23.32	28.29	30.77	21.36	28.76
3	1	0.024	8.13	0,979	12.45	0.804	11.47	8.119	15.44	7.470	14.53

С внезапна структурна промяна през 1997 година (ВСП)											
r	$n-r$	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS
0	4	68.27	59.19	141.6	72.15	139.3	68.06	159.2	81.20	146.5	77.14
1	3	38.10	39.40	46.23	49.43	44.03	46.44	53.79	56.43	42.76	53.48
2	2	14.84	23.37	17.33	30.46	15.15	28.42	22.80	35.37	13.11	33.39
3	1	0.036	11.41	2.514	15.27	1.641	14.35	4.194	18.08	2.307	17.14

С постепенна структурна промяна през 1997 година (ПСП)											
r	$n-r$	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS	λ_{trace}	PSS
0	4	72.76	59.19	122.2	72.15	118.2	68.06	149.0	81.20	133.3	77.14
1	3	34.80	39.40	55.50	49.43	52.25	46.44	70.40	56.43	55.49	53.48
2	2	11.81	23.37	17.76	30.46	16.39	28.42	29.29	35.37	17.00	33.39
3	1	0.314	11.41	5,871	15.27	4.668	14.35	9,501	18.08	0.302	17.14

Забележка: С PSS са отбелязани теоретичните значения (критичните стойности) при риск от грешка $\alpha = 0,05$ на λ_{trace} критерия по Pesaran, Shin, Smith (2000) за 4 ендогенни и 1 екзогенна променливи при модела без структурни промени и за 4 ендогенни и 2 екзогенна променливи при моделите с внезапна и постепенна структурна промяна. С **получен шрифт** са отбелязани значенията на критерия, с които за пръв път се приема нулевата хипотеза.

³³ За повече подробности относно алгоритъма при прилагането на принципа вж. **Петков**, Пл. Агрегирана производствена функция за България – коинтеграционен подход. //Статистика, 2008, бр. 4, с. 54-58.

³⁴ За останалите модели резултатите могат да бъдат представени при поискване.

Пламен Петков

Таблица 5. Прилагане на „принципа на Пантула” за Модел 1 с включване на реалния брутен вътрешен продукт като екзогенна променлива с помощта на $\lambda_{\max}$ критерия

Без отчитане на структурна промяна (БСП)											
r	n-r	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS
0	4	24.76	27.27	68.74	31.48	68.66	39.71	83.87	34.70	83.00	33.97
1	3	24.02	21.11	24.42	25.54	21.72	24.59	22.78	28.72	21.83	27.96
2	2	8.195	17.79	10.96	18.88	8.137	18.06	20.17	22.16	13.92	21.21
3	1	0.024	8.13	0.979	12.45	0.804	11.47	8.193	15.44	7.440	14.53

С внезапна структурна промяна през 1997 година (ВСП)											
r	n-r	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS
0	4	30.72	30.60	95.34	34.69	95.23	33.87	105.4	37.85	103.7	37.08
1	3	23.26	24.50	28.90	28.49	28.88	27.75	30.99	31.68	29.65	30.92
2	2	14.81	18.08	14.81	21.92	13.51	21.07	18.61	24.88	10.80	24.18
3	1	0.036	11.41	2.514	15.27	1.641	14.35	4.194	18.08	2.307	17.14

С постепенна структурна промяна през 1997 година (ПСП)											
r	n-r	Случай I		Случай II		Случай III		Случай IV		Случай V	
		$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS	$\lambda_{\max}$	PSS
0	4	37.88	30.60	66.65	34.69	65.94	33.87	78.55	37.85	76.78	37.08
1	3	22.92	24.50	37.74	28.49	35.86	27.75	41.11	31.68	38.94	30.92
2	2	11.49	18.08	11.89	21.92	11.27	21.07	19.78	24.88	16.70	24.18
3	1	0.314	11.41	5.871	15.27	4.668	14.35	9.501	18.08	0.302	17.14

Забележка: С PSS са отбелязани теоретичните значения (критичните стойности) при риск от грешка $\alpha = 0,05$ на $\lambda_{\max}$ критерия по Pesaran, Shin, Smith (2000) за 4 ендогенни и 1 екзогенна променливи при модела без структурни промени и за 4 ендогенни и 2 екзогенна променливи при моделите с внезапна и постепенна структурна промяна. С **получерен шрифт** са отбелязани значенията на критерия, с които за пръв път се приема нулевата хипотеза.

Понеже принципът на Пантула се прилага за проверка на коинтеграционни отношения в модели с включване на екзогенни променливи, се използват критичните стойности на $\lambda_{\max}$ и λ_{trace} критерия, предложени от Песаран, Шмит и Шин³⁵. С резултатите в таблици 4 и 5, се установява, че за инвестиционната функция, представена с модел 1 съществува един коинтеграционен вектор. С отчитане на структурните промени данните показват валидността на случай I (без константа), докато без включване на фиктивна променлива за характеризиране на структурните шокове през 1997 г. за модела на инвестициите валиден се оказва случай 2 (ограничена константа). За останалите модели на инвестиционната функция, независимо дали се отчитат или не структурните промени, се установява

³⁵ Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. // *Journal of Econometrics*, 2000 (97), pp. 293-343.

Пламен Петков

валидността на случай I, т.е. коинтеграционните отношения и краткосрочните зависимости се установяват без включване на константа.

За да се интерпретират получените оценки на коинтеграционните вектори се извършва тяхната стандартизация, като за дадена променлива значението се приравнява на единица (или за още по-голямо удобство – на минус единица). Понеже целта в настоящото изследване е да се подложи на оценка функцията на инвестициите, нормализацията се осъществява по отношение на i , pi и fi . Получените с коинтеграционния анализ значения се интерпретират като коефициенти на еластичност на основните инвестиционни фактори. Резултатите с нормализираните оценки на коинтеграционните вектори (дългосрочните зависимости) са представени в таблица 6.

Моделите са добре специфицирани, както може да се разбере от долната част на таблиците. С критерия на Жак-Бера се установява, че остатъчните елементи са нормално разпределени. Изключение е налице само при модел 3 без отразяване на структурните шокове. С множителя на Лагранж се определя отсъствието на автокорелация в 15 от всички тествани комбинации с лагове от трети порядък. Автокорелацията има в комбинациите на модел 1 без структурни промени и с постепенни структурни промени, както и в модел 3 с внезапни структурни промени. С ARCH и VARCH критериите се отхвърля наличието на хетероскедастичност в моделите, съответно от четвърти и първи порядък.

Само в две (модели 5 и 6 с внезапна структурна промяна) от подложените на оценка с коинтеграционния подход 18 комбинации, коефициентите пред логаритмите на инфлацията, сконтовия лихвен процент и индекса на финансовото развитие отговарят на очакванията според икономическата теория. В седем комбинации съгласно икономическата теория са знаците на оценките на параметрите за инфлацията и индекса на финансовото развитие. Това са модел 1 с постепенни структурни промени, както и модели 2, 3 и 4 без структурни промени и с представяне на структурните промени като постепенно възникващи.

В модели 1 и 3, изчислени с презумпцията за внезапни структурни шокове, се получават коректни по отношение на техните знаци оценки единствено за лихвените проценти, докато в модели 2 и 4 с коректни оценки са параметрите на показателите за инфлация. В модел 1 без отчитане на влиянието на структурните промени и трите оценки са с противоположни на очакванията знаци. От тук може да се констатира, че съществено влияние върху получените оценки на параметрите в инвестиционните функции оказва включването на фиктивни променливи, с които се представят структурните шокове в икономиката.

Следващият етап от анализа включва оценката на краткосрочната динамика на тези зависимости с механизмите за коригиране на грешката (VECM). Преди това обаче трябва да се изследват причинните (каузални) зависимости между променливите в моделите за функцията на инвестициите.

Таблица 6. Оценка на коинтеграционните вектори в отделните модели

Пром.	Модел 1			Модел 2		
	БСП	ВСП	ПСП	БСП	ВСП	ПСП
<i>const</i>	4.060	-	-	-	-	-
<i>i</i>	-1	-1	-1	-1	-1	-1
<i>inf</i>	0.080	0.074	-0.083	-	-	-
<i>inf2</i>	-	-	-	-0.403	-0.212	-0.189
<i>r</i>	0.008	-0.088	0.039	0.115	0.041	0.121
<i>fdindex</i>	-0.139	-0.349	0.597	0.001	-0.207	0.709
<i>LM(3)</i>	66.36	58.87	85.26	56.28	63.60	64.82
<i>JB</i>	5.342	0.774	4.700	0.945	0.367	0.641
<i>ARCH-LM(4)</i>	2.254	5.332	1.657	6.035	1.883	2.540
<i>VARCH(1)</i>	106.4	103.0	106.0	107.5	108.5	107.9

Пром.	Модел 3			Модел 4		
	БСП	ВСП	ПСП	БСП	ВСП	ПСП
<i>pi</i>	-1	-1	-1	-1	-1	-1
<i>inf</i>	-0.165	0.074	-0.143	-	-	-
<i>inf2</i>	-	-	-	-0.376	-0.127	-0.232
<i>r</i>	0.032	-0.062	0.069	0.123	0.028	0.157
<i>fdindex</i>	0.118	-0.279	0.790	0.113	-0.163	0.917
<i>LM(3)</i>	61.61	65.20	64.10	58.67	63.27	93.94
<i>JB</i>	15.88	0.210	1.538	2.052	0.233	3.999
<i>ARCH-LM(4)</i>	1.100	2.186	3.378	1.912	2.960	0.931
<i>VARCH(1)</i>	104.9	104.2	113.2	105.4	109.3	106.1

Пром.	Модел 5			Модел 6		
	БСП	ВСП	ПСП	БСП	ВСП	ПСП
<i>fi</i>	-1	-1	-1	-1	-1	-1
<i>inf</i>	1.497	-0.470	1.364	-	-	-
<i>inf2</i>	-	-	-	1.055	-1.312	0.616
<i>r</i>	-1.473	-0.634	-0.264	-1.328	-0.043	0.117
<i>fdindex</i>	-0.052	0.800	-0.013	0.093	1.037	0.362
<i>LM(3)</i>	46.61	53.59	54.21	54.07	63.59	52.81
<i>JB</i>	0.249	0.498	2.614	0.663	0.126	3.171
<i>ARCH-LM(4)</i>	1.158	1.660	0.703	0.749	2.383	0.755
<i>VARCH(1)</i>	100.3	108.1	93.54	105.4	116.8	97.54

Забележка: С **получерен** шрифт са отбелязани стойностите на критериите, с които се отхвърля нулевата хипотеза при риск от грешка $\alpha = 0,05$. БСП е модел без структурни промени, ВСП – модел с внезапни структурни промени, ПСП – модел с постепенни структурни промени.

LM(3) е критерият за проверка на автокорелация в остатъчните елементи от трети порядък; *JB* е критерият на Жак-Бера за нормалност в разпределението на остатъчните отклонения; *ARCH-LM(4)* и *VARCH(1)* – едномерен и многомерен критерий за проверка на условна хетероскедастичност в остатъчните отклонения.

Проверка за причинни зависимости

Съществуването на коинтеграционна зависимост между променливите в инвестиционната функция предполага наличието на каузалност (причинност)³⁶ по Грейнджър³⁷ поне в едната посока. Изследването на причинността между две и повече променливи помага да се установи дали измененията в една променлива поражда измененията в друга, и обратно. Тук се използват предложените от Люткепол³⁸ тестове за проверка на каузалност по Грейнджър и т.нар. незабавна (instantaneous) каузалност. При първия тип каузалност с наличната информация за миналите (т.е. лагови) значения на променливата X се подобряват възможностите за прогнозиране на променливата Y . При незабавната каузалност, не само миналите, но и текущите значения на X увеличават прогнозните възможности по отношение на Y . Каузалността се отбелязва по следния начин: $X \rightarrow Y$. Проверката се осъществява с помощта на представената в таблица 7 процедура³⁹:

Таблица 7. Процедура за проверка на каузалността между изследваните променливи

Етап	Каузалност по Грейнджър	Незабавна каузалност
1	H_0 : X не обуславя причинност по Грейнджър относно Y	H_0 : X не обуславя незабавна причинност по Грейнджър спрямо Y
	H_1 : X обуславя причинност по Грейнджър относно Y	H_1 : X обуславя незабавна причинност по Грейнджър спрямо Y
2	H_0 : Y не обуславя причинност по Грейнджър относно X	H_0 : Y не обуславя незабавна причинност по Грейнджър спрямо X
	H_1 : Y обуславя причинност по Грейнджър относно X	H_1 : Y обуславя незабавна причинност по Грейнджър спрямо X

В зависимост от получените резултати са възможни четири заключения за причинността между разглежданите променливи. Когато в първия етап нулевата хипотеза се отхвърли, а във втория тя се приема, е налице еднопосочна причинност от X към Y . Когато в първия етап нулевата хипотеза се приема, а във втория тя се отхвърля, наблюдаваме еднопосочна причинност от Y към X . Двустранна причинност е налице, когато и в двата етапа се отхвърля нулевата хипотеза. При четвъртата възможност, в двата етапа се приема нулевата хипотеза. В този случай отсъства причинност между разглежданите променливи, т.е. между тях е налице независимост. Резултатите са представени в таблица 8.

³⁶ В българската иконометрична литература по-широка популярност е придобило понятието „причинност”. В настоящото изследване понятията „причинност” и „каузалност” се използват като синоними.

³⁷ **Granger, C.** Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. // *Econometrica*, 1969, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438.

³⁸ **Lütkepohl, H.** New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Berlin, 2005, p.103-105.

³⁹ За повече подробности относно процедурата, както и по отношение на моделите, с които се извършва самата проверка вж. **Cromwell, J. et al.** Multivariate Tests for Time Series Models. Sage University paper series on Quantative Applications in the Social Sciences, 07-100. Thousand Oaks, Ca: Sage, pp. 32-36.

Пламен Петков

Таблица 8. Резултати от проверката за наличие на дългосрочни каузални (причинни) зависимости между инвестициите и останалите ендогенни променливи

Модел	Структурни промени	Нулеви хипотези (H ₀)	Каузалност по Грейнджър		Незабавна каузалност	
			F	p-value	χ ²	p-value
Модел 1	БСП	$inf, r, fdindex \rightarrow i$	5.350	0.003	13.30	0.040
		$i \rightarrow inf, r, fdindex$	20.60	0.000	13.30	0.040
	ВСП	$inf, r, fdindex \rightarrow i$	27.29	0.000	5.890	0.117
		$i \rightarrow inf, r, fdindex$	5.060	0.003	5.890	0.117
	ПСП	$inf, r, fdindex \rightarrow i$	2.261	0.081	17.51	0.001
		$i \rightarrow inf, r, fdindex$	23.02	0.000	17.51	0.001
Модел 2	БСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow i$	4.994	0.003	13.03	0.005
		$i \rightarrow inf2, r, fdindex$	22.20	0.000	13.03	0.005
	ВСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow i$	23.03	0.000	3.455	0.327
		$i \rightarrow inf2, r, fdindex$	6.375	0.001	3.455	0.327
	ПСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow i$	4.254	0.007	14.36	0.003
		$i \rightarrow inf2, r, fdindex$	30.40	0.000	14.36	0.003
Модел 3	БСП	$inf, r, fdindex \rightarrow pi$	1.067	0.411	13.65	0.003
		$pi \rightarrow inf, r, fdindex$	12.89	0.000	13.65	0.003
	ВСП	$inf, r, fdindex \rightarrow pi$	34.16	0.000	2.163	0.539
		$pi \rightarrow inf, r, fdindex$	14.55	0.000	2.163	0.539
	ПСП	$inf, r, fdindex \rightarrow pi$	3.389	0.017	13.76	0.003
		$pi \rightarrow inf, r, fdindex$	13.11	0.000	13.76	0.003
Модел 4	БСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow pi$	0.430	0.851	13.85	0.003
		$pi \rightarrow inf2, r, fdindex$	2.539	0.049	13.85	0.003
	ВСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow pi$	19.68	0.000	4.959	0.175
		$pi \rightarrow inf2, r, fdindex$	8.049	0.000	4.959	0.175
	ПСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow pi$	20.66	0.000	12.86	0.005
		$pi \rightarrow inf2, r, fdindex$	2.539	0.051	12.86	0.005
Модел 5	БСП	$inf, r, fdindex \rightarrow fi$	2.465	0.056	4.843	0.184
		$fi \rightarrow inf, r, fdindex$	50.52	0.000	4.843	0.184
	ВСП	$inf, r, fdindex \rightarrow fi$	1.162	0.367	8.321	0.040
		$fi \rightarrow inf, r, fdindex$	29.33	0.000	8.321	0.040
	ПСП	$inf, r, fdindex \rightarrow fi$	1.313	0.299	7.922	0.048
		$fi \rightarrow inf, r, fdindex$	238.7	0.000	7.922	0.048
Модел 6	БСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow fi$	1.831	0.139	3.619	0.306
		$fi \rightarrow inf2, r, fdindex$	86.59	0.000	3.619	0.306
	ВСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow fi$	1.295	0.309	9.730	0.021
		$fi \rightarrow inf2, r, fdindex$	232.8	0.000	9.730	0.021
	ПСП	$inf2, r, fdindex \rightarrow fi$	1.111	0.391	4.624	0.202
		$fi \rightarrow inf2, r, fdindex$	110.6	0.000	4.624	0.202

От представените в таблица 8 резултати се установява, че при 5% риск от грешка двустранна дългосрочна причинност по Грейнджър е налице между инвестициите и техните детерминанти, представени с модел 1 (в сценариите без

структурни промени и с внезапни структурни промени), модел 2 (при трите сценарии), модел 3 (в сценариите с внезапни и постепенни структурни промени) и модел 4 (в сценария с внезапни структурни промени). Еднопосочна причинност от факторите инфлация, изчислена с дефлатора на БВП, лихвен процент и индекс на финансовото развитие към инвестициите в частния сектор се установява само при положение, че в модела се включат фиктивни променливи, отразяващи постепенни структурни промени.

Във всички останали комбинации е налице еднопосочна причинност по Грейнджър от инвестициите към променливите инфлация, лихвен процент и индекс на финансовото развитие. Незабавна каузалност, която винаги е двупосочна, се установява в модели 1, 2, 3 и 4 при сценариите без структурни промени и с постепенни структурни промени, както и в модели 5 и 6 при сценариите с постепенни и внезапни структурни промени.

Понеже с информационните критерии при оценката на дългосрочните зависимости се установи, че оптималният лагов порядък е $p = 2$ (което означава, че за нуждите на VECM трябва да се използва първи лагов порядък) се оказва, че едва половината от общо анализираните 18 комбинации отговарят на поставената в настоящото изследване цел. В тези комбинации може да се анализира краткосрочната динамика с помощта на механизмите за коригиране на грешката (ECM).

Иконометричен анализ на краткосрочните зависимости

Според Енгл и Грейнджър⁴⁰ коинтегрираните променливи могат да се представят чрез векторен модел с коригиране на грешката (VECM). След експериментиране с общата форма на ЕСМ, като най-подходящи за характеризиране на краткосрочната динамика се определят следните модели (вж. таблица 9).

Коефициентите пред корекцията на грешката са статистически значими и с отговарящ на изискванията на теорията отрицателен знак. Грешката в абсолютна стойност е по-висока само в модел 1 без отчитане на структурните промени, което означава, че скоростта на корекциите е твърде висока. Равновесието се възстановява за по-малко от година. В останалите ситуации резултатите показват, че нарушеното равновесие между инвестициите и разглежданите основни фактори се възстановява за период между година и половина и четири години при положение, че се отчита влиянието на настъпилите през 1997 г. сериозни структурни промени в българската икономика.

⁴⁰ Engle, R., Granger, C. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing. // *Econometrica*, 1987, 55, pp. 251-76.

Таблица 9. Краткосрочни зависимости с векторни модели за коригиране на грешката (VECM)

Зависима променлива: Δi_t					
Независими променливи	Модел 1		Модел 2		
	БСП	ВСП	БСП	ВСП	ПСП
Δi_{t-1}	0.506	-	-	-	0.442
Δinf_{t-1}	0.020	0.044	-	-	-
$\Delta inf2_{t-1}$	-	-	0.045	0.037	0.046
Δr_{t-1}	-	0.083	0.081	0.077	-
$\Delta fdindex_{t-1}$	0.216	-	-0.463	-0.263	-0.272
$rgdp_{t-1}$	1.950	0.345	0.258	0.246	0.066
$i1997$	-	-0.324	-	-0.226	-
$shift1997$	-	-	-	-	-0.743
EC_{t-1}	-1.185	-0.334	-0.294	-0.242	-0.570

Зависима променлива: Δpi_t				
Независими променливи	Модел 3		Модел 4	
	ВСП	ПСП	ВСП	ПСП
Δpi_{t-1}	-	0.308	-	0.424
Δinf_{t-1}	0.043	0.037	-	-
$\Delta inf2_{t-1}$	-	-	0.040	0.049
Δr_{t-1}	0.105	-	0.083	-
$\Delta fdindex_{t-1}$	-	-0.202	-0.134	-0.310
$rgdp_{t-1}$	0.304	-	0.275	-0.054
$i1997$	-0.571	-	-0.491	-
$shift1997$	-	-0.650	-	-0.856
EC_{t-1}	-0.332	-0.446	-0.311	-0.581

Забележка: EC_{t-1} е оценката на корекцията на грешката. Всички оценки са статистически значими при риск от грешка $\alpha = 0.05$. С $i1997$ е отбелязана фиктивната променлива, с която се отразява внезапна структурна, а със $shift1997$ – фиктивна променлива за постепенна структурна промяна.

Прогнозиране на инвестициите с помощта на импулсната функция и функцията за разлагане на вариацията

С помощта на приложената в настоящото изследване методология за коригиране на грешката (VECM) е възможно да се изчисли прогноза за бъдещите стойности на инвестициите. За тази цел се използват функцията за разлагане на вариацията на прогнозата и импулсната функция (наричана още функция на реакциите). С разлагането на вариацията се проследява влиянието на всяка от независимите променливи (инфлация, лихвен процент и финансово развитие) върху зависимата променлива, представена чрез различните типове инвестиции през отделните години на прогнозния хоризонт. В изпълнение на методологичните изисквания, разглеждани в литературата, разлагането на вариацията е осъществено за период от 10 години, което представлява половината от анализирания динамичен ред.

С импулсната функция се характеризират бъдещите ефекти от рязката промяна (шок) на дадена променлива в модела върху всяка от останалите

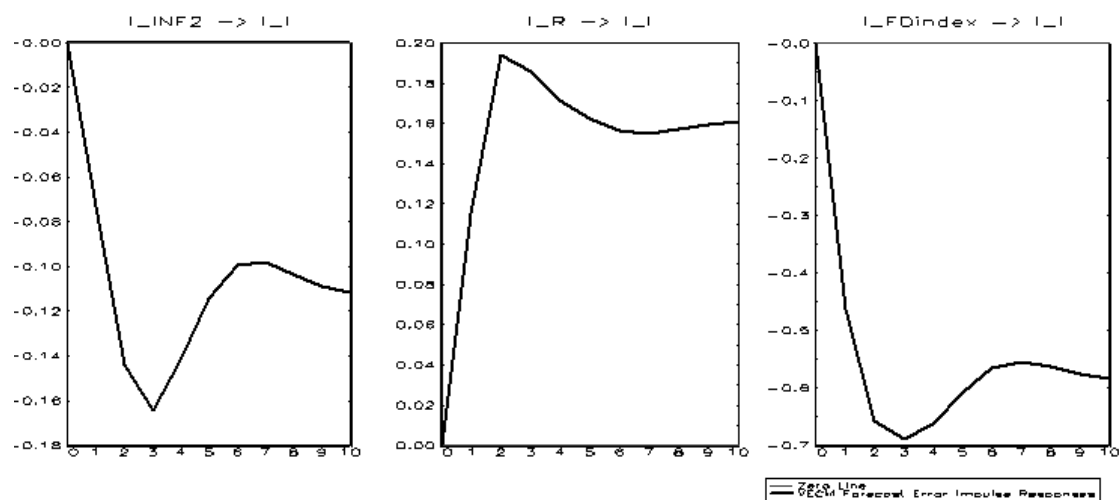
променливи. Под рязка промяна следва да се разбира изменение, равняващо се на разсейване, измерено с едно стандартно отклонение. Функцията на реакциите изразява еднопосочно влияние на всяка от променливите спрямо останалите, докато с функцията на разлагането на вариацията се определя комплексното влияние на всяка променлива върху цялата система от променливи.

От получените резултати за изследване на причинната зависимост по Грейнджър, както и въз основа на икономическата състоятелност на оценките на параметрите в дългосрочните коинтеграционни модели се установява, че от общо анализираните тук 18 комбинации, за нуждите на иконометричния прогностичен анализ са подходящи едва 4. Такива са модел 2, оценен без отчитане на структурните промени и с презумпция за постепенни структурни промени, както модели 3 и 4, анализирани с включване на фиктивни променливи за характеризиране на постепенни структурни промени. За останалите 5 комбинации, при които се установи наличие на каузална зависимост от фактори към инвестиции не са изчислени прогнози, защото при определянето на дългосрочните зависимости с коинтеграционния анализ се оказва, че от трите факторни променливи, само една е със знак, отговарящ на икономическата теория.

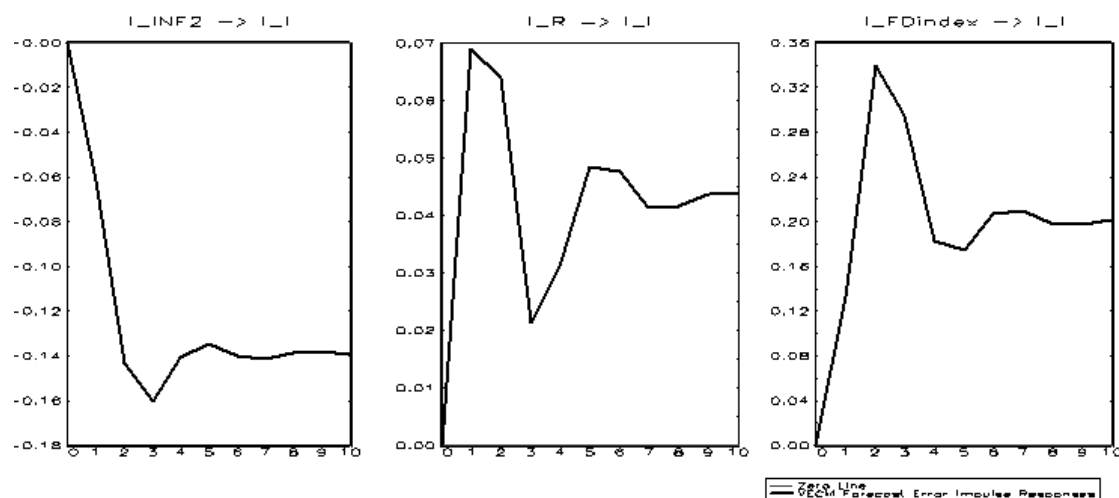
На фиг. 1 е представена графично динамиката на реакциите на общите инвестиции (модел 2) в резултат от шоките промени в основните детерминанти, а в приложение 2а) са поместени числовите значения на тези реакции.

В общия случай, макар и с различна амплитуда, затишването става след края на петата година, но доста по-плавно се извършва абсорбирането на шоковете, когато в моделите не се включва структурната промяна от 1997 г. Освен това, влиянието на инфлацията отшумява доста по-бавно (едва след шестата прогнозна година), а в резултат от влиянието на лихвените проценти този процес протича по-бързо – още след третата година. С най-силно отражение върху инвестициите се характеризират шоковете във финансовото развитие. На изменение от едно стандартно отклонение съответства около изменение 0,7 стандартни отклонения в инвестициите към третата прогнозна година при модела без включване на фиктивни променливи за характеризиране на структурните промени и около 0,34 стандартни отклонения, когато се отчитат постепенни структурни промени. В първия случай обаче се установява, че е налице отрицателна зависимост между финансовото развитие и инвестициите, което противоречи на икономическата логика.

Пламен Петков



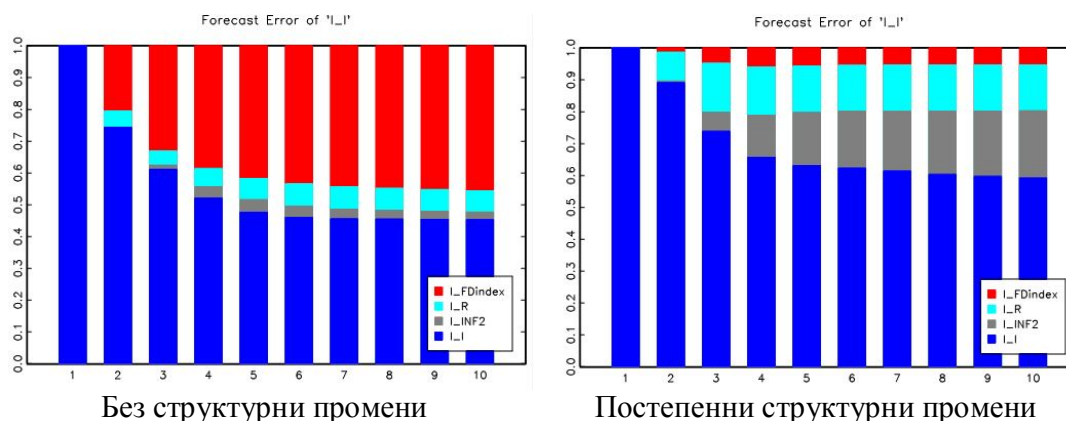
а) без структурни промени



б) постепенни структурни промени

Фигура 1. Импулсни реакции на общите инвестиции в резултат от шоковите изменения на инфлацията, сконтовия лихвен процент и общия индекс на финансовото развитие (модел 2)

Декомпозицията на стандартната грешка на прогнозата на базата на модел 2 е представена на фиг. 2, а относителните дялове през прогнозния хоризонт са поместени в приложение 2б).



Фигура 2. Относителен дял на влиянието на ендогенните променливи в стандартната грешка на прогнозните стойности на общите инвестиции при десетгодишен хоризонт на прогнозата (модел 2)

Без отчитане на структурните промени, върху прогнозните значения на инвестициите доминираща роля имат инвестициите и финансовото развитие, като влиянието на първите намалява през годините за сметка на засилващото се влияние на финансовото развитие. През 2021 г. се очаква 45% от вариацията на прогнозата да се определя от инвестициите, а 46% - от индекса на финансовото развитие. Влиянието на останалите два фактора може да се определи като незначително, но устойчиво във времето. Около 7% от вариацията на прогнозата се дължат на влиянието на лихвените проценти, а в резултат от влиянието на инфлацията се определят около 3% от вариацията на прогнозата.

С отчитане на постепенни структурни промени, доминиращо, макар и намаляващо с течение на времето е единствено влиянието на инвестициите. В края на прогнозния период се очаква те да определят около 59% от вариацията на прогнозата. Във времето нараства и влиянието на инфлацията като в последната година от прогнозния период се очаква тя да определя 21% от вариацията на грешката. При този сценарий влиянието на финансовото развитие е най-незначително и през отделните години то съставлява само около 5% от вариацията на прогнозата.

На базата на функцията на импулсите и разлагането на стандартната грешка се изчисляват очакваните равнища на инвестициите спрямо БВП през прогнозния период. Графично те са изобразени на фиг. 3, а изчислените съотношения са представени в приложение 4а).



Фигура 3. Прогнозни стойности за общите инвестиции като съотношение спрямо brutния вътрешен продукт (модел 2)

С двата сценария се получават близки резултати, но с постепенни структурни промени се отчитат малко по-високи стойности. Въпреки очакванията за нарастване на инвестициите в края на прогнозния период те ще надвишават достигнатите равнища през 2008 г. само в сценария с постепенни структурни промени. Според този сценарий през 2021 г. инвестициите ще съставляват около 36% от БВП, а според сценария без отчитане влиянието на структурните промени – 31%. Освен това, с презумпцията за постепенни структурни промени се получават и по-широки доверителни интервали на прогнозата. Според прогнозата с 95% риск от грешка, през 2021 г. съотношението между инвестициите и БВП попада в интервала от 13% до 98%. При сценария без структурни промени, интервалът е между 14% и 70%.

Краткосрочните динамични взаимодействия между променливите в модели 3 и 4 (с приложението на сценария за постепенни структурни промени) с помощта на функцията на реакциите и разлагането на вариацията на прогнозата са представени в приложение 3. Реакцията на частните инвестиции по отношение на изменение с едно стандартно отклонение на финансовото развитие е положителна и достига своя връх през третата година, когато инфлацията се измерва с индекса на потребителските цени и през седмата година, когато инфлацията се изразява чрез дефлатора на БВП. Очаквана отрицателна реакция е налице и по отношение на влиянието на инфлацията, независимо с кой измерител е представена. Спрямо индекса на потребителските цени силата на реакцията на частните инвестиции се проявява още на третата година, след което е характерно стабилизиране. По отношение на дефлатора на БВП се наблюдава засилване на реакцията до осмата

година и чак тогава следва стабилизиране. Единствено в модел 3, реакцията на инвестициите по отношение на промяната в равнищата на сконтовия лихвен процент е отрицателна, макар и със стойности, близки до нулата. Най-силна е реакцията през третата година от прогнозния период, докато стабилизацията настъпва след петата година. За модел 4, както и при модел 2, тази реакция се измерва с положителни значения, отново близки до нула. Пикът се осъществява още през втората година, а стабилизиране е налице след четвъртата.

Относителната значимост на отделните променливи за промените в размера на инвестициите е представена чрез разлагането на вариацията на прогнозата. Според получените резултати, шоковете в частните инвестиции обясняват след 10 години около 73 процента от вариацията на частните инвестиции, когато в модела се включва индекса на потребителските цени като измерител на инфлацията и около 49%, когато се използва дефлатора на БВП. На второ място по значимо влияние се нарежда инфлацията. С индекса на потребителските цени се обясняват 14%, а с дефлатора на БВП – 37% в края на прогнозния хоризонт. В общия случай се оказва, че влиянието на инвестициите върху вариацията на прогнозата намалява за сметка на засилващото се влияние на инфлацията и индекса на финансовото развитие. В модел 3 финансовото развитие участва с 12% във вариацията на прогнозата през 2021 г., а в модел 4 – с 11%. С постоянно, но доста незначително влияние се характеризира лихвеният процент. В модел 3 с него се определя само 1% от вариацията на прогнозата, а в модел 4 – около 3%.

В двата модела се очаква съотношението между частните инвестиции и БВП (вж. Приложение 4б) да нараства през годините от прогнозния хоризонт. Според модел 3 през 2021 г. това съотношение ще достигне 25%, а според модел 4 – 29%.

6. Заключение

В проведеното емпирично изследване с помощта на коинтеграционния подход и моделирането на корекцията на грешката се извърши анализ на агрегираната инвестиционна функция, представена с три модела – на общите инвестиции, на частните инвестиции и на преките чуждестранни инвестиции. Всяка от тези функции бе подложена на анализ с използването на два показателя за инфлацията и с три сценария за отразяване влиянието на структурните промени от 1997 г. – без отчитане на структурните промени, с включване на фиктивни променливи за характеризиране на внезапни структурни промени (*impulse dummy*) и с включване на фиктивни променливи за характеризиране на постепенни структурни промени (*shift dummy*).

От четирите основни фактори в настоящото изследване, единствено реалният брутен вътрешен продукт може да се разглежда като екзогенна величина. С коинтеграционния подход на Йохансен се установи, че между разглежданите променливи съществува едно коинтеграционно отношение, а с проверката за каузалност по Грейнджър – че причинна зависимост на инвестициите от разглежданите тук детерминанти е налице само при моделите за общите и частните инвестиции. В тези две функции, най-близки до очакваните според икономическата теория резултати се получават при включване на фиктивни променливи, отразяващи постепенни структурни променливи. Общите инвестиции се описват по-добре с инфлацията, измерена с дефлатора на БВП, докато частните инвестиции

Пламен Петков

зависят от инфлацията, представена по двата начина. В дългосрочен аспект върху двата типа инвестиции положително влияние оказват финансовото развитие и скontoвите лихвени проценти, докато влиянието на инфлацията е отрицателно.

Параметрите пред корекцията на грешката при моделирането на краткосрочните зависимости са статистически значими и с очакван отрицателен знак. Равновесието се постига за около 21 месеца, когато инфлацията се измерва с индекса на потребителските цени и около 26 месеца, когато се използва дефлатора на БВП. Единствено при модела на частните инвестиции, в който инфлацията се представя с индекса на потребителските цени, влиянието на реалния БВП е статистически незначимо.

С функцията на реакциите се установи, че положителните шокови промени в индекса на финансовото развитие водят до положително изменение в инвестициите, а тези на инфлацията – до отрицателно. Шоковите увеличения на равнищата на скontoвия лихвен процент водят до увеличение на инвестициите, когато инфлацията се представя с дефлатора на БВП и до намаление – когато се използва индекса на потребителските цени.

С функцията на разлагането на вариацията на прогнозата се установи, че през 10-годишния прогнозен хоризонт с най-съществено влияние е равнището на инвестициите (между 49% и 73%), а след тях се нарежда инфлацията. С индекса на потребителските цени в края на десетата година се определят около 14% от вариацията на прогнозата, докато с дефлатора на БВП – 37% при модела на общите инвестиции и 21% при модела на частните инвестиции.

Резултатите показват, че преките чуждестранни инвестиции са причина, а не следствие и като такива влияят върху инфлацията, независимо дали е представена с индексите на потребителските цени или с дефлатора на БВП, върху равнищата на скontoвия лихвен процент и върху индекса на финансовото развитие. Този интересен факт обосновава необходимостта в бъдеще на анализ да се подложат и други показатели, които биха имали съществено влияние върху динамиката на преките чуждестранни инвестиции. Като такива могат да се определят вносът и износът, външнотърговското салдо, данъчните облекчения, държавната политика по отношение на външните инвеститори и др.

Цитирана литература

1. Adamov, V., Prodanov, St. Investitsii. Svishtov, AI „Tsenov”, 2009. [Адамов, В., Проданов, Ст. Инвестиции. Свищов, АИ „Ценов”, 2009.]
2. Ganev, K. Izmerване na obshtata faktorna proizvoditelnost: schetovodstvo na ikonomicheskiya rastezh za Balgariya. Sofiya, BNB, „Diskusionni materiali”, 2005. [Ганев, К. Измерване на общата факторна производителност: счетоводство на икономическия растеж за България. София, БНБ, „Дискуссионни материали”, 2005.]
3. Gladnishki, A. Agregirana proizvodstvena funktsiya v Balgariya v usloviyata na prehod. Sofiya, AIAP, „Seriya ikonomicheski izsledvaniya”, 2004. [Гладнишки, А. Агрегирана производствена функция в България в условията на преход. София, АИАП, „Сериya икономически изследвания”, 2004.]
4. Gladnishki, A. Izmerване na potentsialnoto proizvodstvo: izpolzване instrumentariuma na proizvodstvenite funktsii. Sofiya, AIAP, „Seriya ikonomicheski izsledvaniya”, 2005. [Гладнишки, А. Измерване на потенциалното производство: използване на инструментариума на производствените функции. София, АИАП, „Сериya икономически изследвания”, 2005.]

Пламен Петков

използване инструментариума на производствените функции. София, АИАП, „Серия икономически изследвания”, 2005.]

5. Kanev, D. Ikonometrichni izsledvaniya na investitsiite v obrazovaniето i proizvodstvenata podgotovka. // Morski nauchen forum, Tom 4 - Humanitarno obuchenie i vazpitanie. - Varna, 1996, s. 179-186. [Канев, Д. Иконометрични изследвания на инвестициите в образованието и производствената подготовка. // *Морски научен форум, Том 4 - Хуманитарно обучение и възпитание*. - Варна, 1996, с. 179-186.]

6. Oresharski, Pl. Investitsii: Analiz i upravlenie na investitsionni portfeyli. Pleven, „ЕА” АД, 2009. [Орешарски, Пл. Инвестиции: Анализ и управление на инвестиционни портфейли. Плевен, „ЕА” АД, 2009.]

7. Petkov, Pl. Agregirana proizvodstvena funktsiya za Bulgariya - kointegratsionen podhod. // Statistika, 2008, br. 4, s. 47-73. [Петков, Пл. Агрегирана производствена функция за България - коинтеграционен подход. // *Статистика*, 2008, бр. 4, с. 47-73.]

8. Petkov, Pl. Vzaimodeystviya mezhdu BVP i iznosa v balgarskata iкономика.// Ikonomicheski alternativi, 2009, br. 6, s. 37-53. [Петков, Пл. Взаимодействия между БВП и износа в българската икономика.// *Икономически алтернативи*, 2009, бр. 6, с. 37-53.]

9. Petkov, Pl. Izsledvane na zavisimostta na brutniya vatreshen produkt ot broya na zaetite litsa i brutnoto obrazuvane na osnoven kapital v Bulgariya s razshirenata Boks-Koks transformatsiya.// Narodnostopanski arhiv, 2008, br. 3, s. 45-61. [Петков, Пл. Изследване на зависимостта на brutния вътрешен продукт от броя на заетите лица и brutното образуване на основен капитал в България с разширената Бокс-Кокс трансформация.// *Народностопански архив*, 2008, бр. 3, с. 45-61.]

10. Petkov, Pl. Ikonometrichen analiz na investitsiite v Bulgariya. // Nauchno-metodicheska konferentsiya „Finansovoto obrazovanie i nauchnite izsledvaniya vav Visshite uchilishta v Bulgariya – strategiya „Evropa 2010”. – Svishtov, 2012, s. 142-149. [Петков, Пл. Иконометричен анализ на инвестициите в България. // *Научно-методическа конференция „Финансовото образование и научните изследвания във Висшите училища в България – стратегия „Европа 2010”*. – Свищов, 2012, с. 142-149.]

11. Petkov, Pl. Algoritam za ikonometrichna otsenka na agregiranata proizvodstvena funktsiya s transtsedentnata logaritmichna (translog) aproksimatsiya.// Dialog. 2009, broj 1, s. 1-38. Na razpolozhenie v

<http://www.uni-svishtov.bg/dialog/2009/1.09.PP.pdf> [Петков, Пл. Алгоритъм за иконометрична оценка на агрегираната производствена функция с трансцедентната логаритмична (транслог) апроксимация.// *Диалог*. 2009, брой 1, с. 1-38. На разположение в <http://www.uni-svishtov.bg/dialog/2009/1.09.PP.pdf>]

12. Petkov, Pl. Ikonometrichna otsenka na agregirani proizvodstveni funktsii za Brutniya vatreshen produkt na R.Bulgariya.// Godishnik na SA "D. A. Tsenov", tom CXI, 2009, s. 73-114. [Петков, Пл. Иконометрична оценка на агрегирани производствени функции за Brutния вътрешен продукт на Р.България.// *Годишник на СА "Д. А. Ценов"*, том CXI, 2009, с. 73-114.]

13. Petkov, Pl. Kointegratsionen analiz na agregiranata proizvodstvena funktsiya posredstvom avtoregresionni modeli s razpredelen lag (ARDL). // Ikonomicheski izsledvaniya, 2009, br. 4, s. 3-35. [Петков, Пл. Коинтеграционен анализ на

агрегираната производствена функция посредством авторегресионни модели с разпределен лаг (ARDL). // *Икономически изследвания*, 2009, бр. 4, с. 3-35.]

14. Rangelova, R. Srednosrochno prognoziranje na iкономическия растеж v Balgariya. // *Икономически изследвания*, 2002, бр. 1, с. 3-29. [Рангелова, Р. Средносрочно прогнозиране на икономическия растеж в България. // *Икономически изследвания*, 2002, бр. 1, с. 3-29.]

а) Rangelova, R. Savremenni izmereniya na iкономическия растеж. Disertatsionen trud za poluchavane na nauchna stepen „doktor na iкономическите науки”, Sofiya, 2008. [Рангелова, Р. Съвременни измерения на икономическия растеж. Дисертационен труд за получаване на научна степен „доктор на икономическите науки”, София, 2008.]

15. Rangelova, R. Teoriya na endogenniya iкономически растеж – vaznikvane i razvitie. // *Икономически изследвания*, 1999, бр. 3, с. 3-27. [Рангелова, Р. Теория на ендогенния икономически растеж – възникване и развитие. // *Икономически изследвания*, 1999, бр. 3, с. 3-27.]

16. Statev, St. Vzaimovrazkata iкономически растеж - finansovo razvitie (ikonometrichen analiz za Balgariya: 1991-2006). // *Godishnik na UNSS*, 2009, бр. 51, с. 207-286. [Статев, Ст. Взаимовръзката икономически растеж - финансово развитие (иконометричен анализ за България: 1991-2006). // *Годишник на УНСС*, 2009, бр. 51, с. 207-286.]

17. Statev, St. Vanshna targoviya, finansi i iкономически растеж. // *Икономически алтернативи*, 2009, бр. 4, с. 12-37. [Статев, Ст. Външна търговия, финанси и икономически растеж. // *Икономически алтернативи*, 2009, бр. 4, с. 12-37.]

18. Statev, St. Finansovo razvitie i iкономически растеж v Balgariya, 1991-2006 g. (ikonometrichen analiz po logikata na proizvodstvenata funktsiya). Sofiya, „Diskusionni materialy”, 2009 g. [Статев, Ст. Финансово развитие и икономически растеж в България, 1991-2006 г. (иконометричен анализ по логиката на производствената функция). София, „Дискусионни материали”, 2009 г.]

19. Todorova, Sv., Dimitrova, V. Preki chuzhdestranni investitsii v Balgariya: sastoyaniya i prognozi. // *Izvestiya na IU Varna*, 2008, №2, с. 85-93. [Тодорова, Св., Димитрова, В. Преки чуждестранни инвестиции в България: състояния и прогнози. // *Известия на ИУ Варна*, 2008, №2, с. 85-93.]

20. Tsalinski, Tsv. Dva podhoda za empirichna otsenka na potentsialното производство na Balgariya. Sofiya, „Diskusionni materialy”, 2006. [Цалински, Цв. Два подхода за емпирична оценка на потенциалното производство на България. София, „Дискусионни материали”, 2006.]

21. Tsvetkov, A., Kotseva, M. Modelirane na investitsionni resheniya chrez logistichni regresii. // *Икономическа мисъл*, 2002, бр. 1, с. 56-72. [Цветков, А., Коцева, М. Моделиране на инвестиционни решения чрез логистични регресии. // *Икономическа мисъл*, 2002, бр. 1, с. 56-72.]

22. Brunton, R. Alexander, R. Aggregate investment in New Zealand pre- and post-restructuring. // *Applied Economics*, 1999, 31, pp. 287-292.

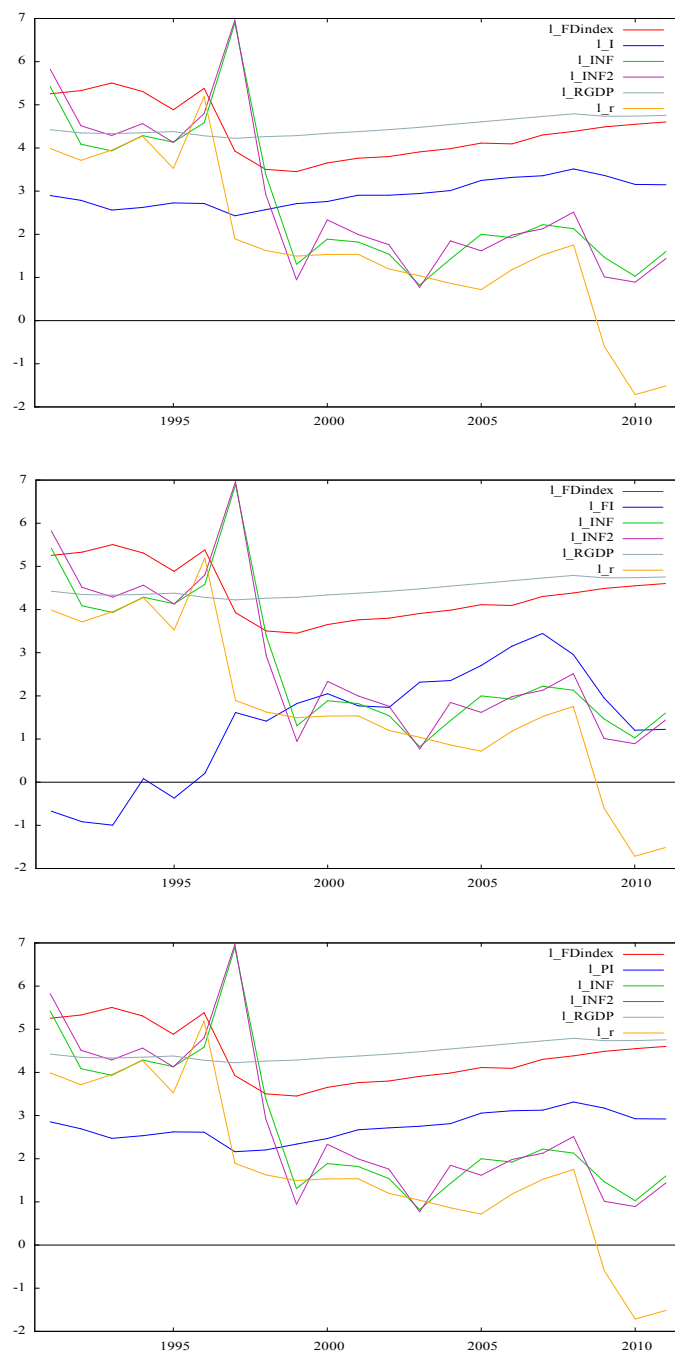
23. Caballero, R. Aggregate investment. NBER Working Paper No. 6264. National Bureau of Economic Research. Cambridge, Massachusetts, 1997.

24. Chenery, H. Overcapacity and the acceleration principles. // *Econometrica*, 1952, 20, pp. 1-28.

25. Clark, J. Business acceleration and the law of demand: a technical factor in economic cycles.// *Journal of Political Economy*, 25, 1917, pp. 217-235.
26. Cromwell, J. et al. Multivariate Tests for Time Series Models. Sage University paper series on Quantative Applications in the Social Sciences, 07-100. Thousand Oaks, Ca: Sage.
27. Engle, R., Granger, C. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing.// *Econometrica*, 1987, 55, pp. 251-276.
28. Granger, C. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. // *Econometrica*, 1969, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438.
29. Hall, S. Greenslade, J., Henry, B. On the Identification of Cointegrated Systems in Small Samples: Practical Procedures with an Application to UK Wages and Prices, No 643, Computing in Economics and Finance 1999, Society for Computational Economics.
30. Humavindu, M. An econometric analysis of fixed investment in Namibia. DEA Research Discussion Paper, 2002, Number 47.
31. Jorgensen, D. The Theory of Investment Behavior, In: Determinants of Investment Behavior. NBER, New York, 1967, pp. 129-188.
32. Jorgensen, D. Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey. // *Journal of Economic Literature*, 1971, 13, pp. 1111-1147.
33. Jorgensen, D. Hunter, J., Nadiri, I. A comparison of alternative econometric models of quarterly investment behavior.// *Econometrica*, 1970, 38 (2), pp. 187-212.
34. Ketenci, N. The Feldstein-Horioka Puzzle and structural breaks: Evidence from EU members.// *Economic Modelling*, 2012, vol. 29(2), pp. 262-270.
35. Kopcke, R. The determinants of investment spending. New England Economic Review. Federal Reserve Bank of Boston. Boston, Massachusetts, 1985.
36. Koyck, L. Distibuted Lags and Investment Analysis. Amsterdam, North-Holland, 1954
37. Lütkepohl, H. New Introduction to Multiple Time Series Analysis Analysis. Berlin, Springer-Verlag, 2005.
38. Marshall, P. Equated yield analysis: a valuation method of the future.// *Estates Gazette*, 239 (14 Aug.), 1976, pp. 493-497.
39. Perron, P. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. // *Journal of Econometrics*, 1997, pp. 355-385.
40. Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. // *Journal of Econometrics*, 2000 (97), pp. 293-343.
41. Petranov, S. Foreign Direct Investments to Bulgaria. Agency for Economic Analysis and Forecasting, 2003.
42. Saikkonen, P., Lütkepohl, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time.// *Econometric Theory*, 2002, 18, pp. 313-348.
43. Tobin, J. A general equilibrium approach to monetary theory.// *Journal of Money Credit and Banking*, 1969, 1 (1), pp. 15-29.
44. Uçan, O., Öztürk, Ö. Financial Determinants of Investment for Turkey.// *Journal of Economic and Social Studies*, 2011, Volume 1, Number 1, pp. 84-110.
45. Velev, N. and Tasic, N. Financial and Growth in Bulgaria – the Effects of Credit Maturaty and Credit Size across Economic Sectors, Georgia State University, 2007, mimeo.

Приложение 1

Динамика на променливите, включени в трите инвестиционни функции



Приложение 2

2а) Импульсни реакции на общите инвестиции (модел 2) в
резултат от влиянието на ендогенните променливи

<i>time</i>	<i>Без структурни промени</i>			<i>Постепенни структурни промени</i>		
	<i>inf2 → i</i>	<i>r → i</i>	<i>fdindex → i</i>	<i>inf2 → i</i>	<i>r → i</i>	<i>fdindex → i</i>
point estimate	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1 point estimate	-0.0730	0.1152	-0.4635	-0.0613	0.0690	0.1330
2 point estimate	-0.1443	0.1937	-0.6564	-0.1435	0.0640	0.3392
3 point estimate	-0.1646	0.1855	-0.6906	-0.1602	0.0214	0.2948
4 point estimate	-0.1418	0.1711	-0.6621	-0.1407	0.0311	0.1833
5 point estimate	-0.1141	0.1622	-0.6072	-0.1343	0.0485	0.1744
6 point estimate	-0.0998	0.1562	-0.5665	-0.1398	0.0476	0.2069
7 point estimate	-0.0984	0.1550	-0.5557	-0.1414	0.0413	0.2097
8 point estimate	-0.1036	0.1572	-0.5642	-0.1390	0.0415	0.1982
9 point estimate	-0.1091	0.1596	-0.5767	-0.1383	0.0437	0.1973
10 point estimate	-0.1119	0.1609	-0.5845	-0.1391	0.0437	0.2017

2б) Относителен дял на ендогенните факторни променливи
в прогнозната грешка за общите инвестиции (модел 2)

Прогнозен хоризонт	<i>Без структурни промени</i>				<i>Постепенни структурни промени</i>			
	<i>i</i>	<i>inf2</i>	<i>r</i>	<i>fdindex</i>	<i>i</i>	<i>inf2</i>	<i>r</i>	<i>fdindex</i>
2012	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
2013	0.74	0.00	0.05	0.21	0.89	0.01	0.09	0.01
2014	0.61	0.01	0.04	0.33	0.74	0.06	0.15	0.05
2015	0.52	0.04	0.06	0.39	0.66	0.13	0.15	0.06
2016	0.48	0.04	0.07	0.42	0.63	0.17	0.15	0.06
2017	0.46	0.04	0.07	0.43	0.62	0.18	0.14	0.05
2018	0.46	0.03	0.07	0.44	0.61	0.19	0.15	0.05
2019	0.45	0.03	0.07	0.45	0.60	0.20	0.15	0.05
2020	0.45	0.03	0.07	0.45	0.60	0.21	0.14	0.05
2021	0.45	0.02	0.07	0.46	0.59	0.21	0.14	0.05

Приложение 3

3а) Импульсни реакции на инвестициите в частния сектор в
резултат от влиянието на ендогенните променливи
(постепенни структурни промени)

<i>time</i>	<i>Модел 3</i>			<i>Модел 4</i>		
	<i>inf</i> → <i>i</i>	<i>r</i> → <i>i</i>	<i>fdindex</i> → <i>i</i>	<i>inf2</i> → <i>i</i>	<i>r</i> → <i>i</i>	<i>fdindex</i> → <i>i</i>
point estimate	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
1 point estimate	-0.0269	0.0308	0.1506	-0.0862	0.0912	0.2227
2 point estimate	-0.0858	-0.0076	0.4047	-0.2076	0.0794	0.5638
3 point estimate	-0.1158	-0.0581	0.4184	-0.2929	0.0351	0.7272
4 point estimate	-0.1089	-0.0394	0.3113	-0.3542	0.0413	0.8084
5 point estimate	-0.0997	-0.0194	0.2832	-0.4008	0.0446	0.8724
6 point estimate	-0.1018	-0.0204	0.3179	-0.4292	0.0404	0.9007
7 point estimate	-0.1056	-0.0296	0.3314	-0.4431	0.0403	0.9008
8 point estimate	-0.1049	-0.0292	0.3183	-0.4484	0.0422	0.8918
9 point estimate	-0.1032	-0.0259	0.3112	-0.4483	0.0430	0.8793
10 point estimate	-0.1032	-0.0254	0.3158	-0.4453	0.0436	0.8657

3б) Относителен дял на ендогенните факторни променливи
в прогнозната грешка за инвестиции в частния сектор
(постепенни структурни промени)

Прогнозен хоризонт	<i>Модел 3</i>				<i>Модел 4</i>			
	<i>i</i>	<i>inf</i>	<i>r</i>	<i>fdindex</i>	<i>i</i>	<i>inf2</i>	<i>r</i>	<i>fdindex</i>
2012	1.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
2013	0.97	0.00	0.01	0.01	0.94	0.01	0.03	0.02
2014	0.89	0.03	0.01	0.07	0.83	0.08	0.04	0.06
2015	0.82	0.08	0.01	0.10	0.72	0.16	0.04	0.08
2016	0.78	0.10	0.01	0.11	0.65	0.22	0.04	0.09
2017	0.77	0.12	0.01	0.11	0.60	0.27	0.04	0.10
2018	0.76	0.12	0.01	0.11	0.56	0.30	0.03	0.10
2019	0.75	0.13	0.01	0.11	0.53	0.33	0.03	0.11
2020	0.74	0.14	0.01	0.12	0.51	0.35	0.03	0.11
2021	0.73	0.14	0.01	0.12	0.49	0.37	0.03	0.11

Приложение 4

4а) Доверителен интервал на прогнозните стойности за общите инвестиции като относителен дял (%) от brutния вътрешен продукт (модел 2)

Прогноз ен хоризонт	<i>Без структурни промени</i>			<i>Постепенни структурни промени</i>		
	Точкова оценка	Долна граница	Горна граница	Точкова оценка	Долна граница	Горна граница
2012	25.63	20.84	30.40	26.47	21.98	31.88
2013	27.20	20.05	36.92	27.90	18.79	41.42
2014	27.26	17.96	41.38	27.72	15.61	49.20
2015	27.42	16.47	45.63	28.59	14.66	55.76
2016	27.89	15.64	49.72	30.05	14.48	62.35
2017	28.51	15.19	53.53	31.17	14.13	68.78
2018	29.23	14.91	57.33	32.07	13.66	75.30
2019	29.98	14.67	61.25	33.15	13.35	82.31
2020	30.70	14.44	65.29	34.36	13.15	89.81
2021	31.40	14.20	69.45	35.57	12.96	97.65

4б) Доверителен интервал на прогнозните стойности за частните инвестиции като относителен дял (%) от brutния вътрешен продукт (постепенни структурни промени)

Прогнозен хоризонт	<i>Модел 3</i>			<i>Модел 4</i>		
	Точкова оценка	Долна граница	Горна граница	Точкова оценка	Долна граница	Горна граница
2012	22.20	17.07	28.86	22.05	16.81	28.93
2013	24.05	15.33	37.74	24.63	13.44	45.13
2014	23.26	12.92	41.87	25.90	10.21	65.69
2015	23.03	11.84	44.82	27.29	8.03	92.72
2016	23.62	11.45	48.73	28.30	6.27	127.73
2017	24.10	11.04	52.60	28.75	4.87	169.63
2018	24.16	10.46	55.82	28.92	3.84	218.02
2019	24.25	9.97	59.00	28.96	3.08	272.38
2020	24.51	9.61	62.50	28.88	2.51	332.02
2021	24.78	9.29	66.14	28.75	2.08	396.79