



REPUBLIKA E SHQIPËRISË
UNIVERSITETI I TIRANËS
FAKULTETI I EKONOMISË
DEPARTAMENTI I FINANCËS



TEMË DOKTORATURE

NDIKIMI I DËRGESAVE TË EMIGRANTËVE NË RITJEN
EKONOMIKE: RASTI I SHQIPËRISË

Doktoranti

MSc. Genci Gjançi

Udhëheqësi Shkencor

Prof. Dr. Halit Xhafa

Tiranë 2014

© Genci Gjançi, 2014
Të gjitha të drejtat e rezervuara.

FALËNDERIME

Dëshiroj të falenderoj për zemërsisht udhëheqësin tim shkencor Prof. Dr. Halit Xhafa që më krijoi mundësinë të punoj për këtë temë interesante dhe kontribuoi që studimi të ishte në lartësinë e duhur duke u treguar gjithmonë disponibël për të më ndihmuar. Një falënderim i veçantë shkon për kolegët që gjetën kohën për të lexuar këtë studim në faza të ndryshme të zhvillimit të tij duke kontribuar në rritjen e cilësisë së tij. U detyrohem për të gjitha komentet dhe sugjerimet e vlefshme që më kanë përcjellë.

U jam mirënjohës familjes dhe miqve të mi për mbështetjen e vazhdueshme që më kanë dhënë gjatë realizimit të studimit.

Genci Gjançi

Abstrakt

Shqipëria ka qënë një vend më hyrje të larta dërgesash të emigrantëve gjatë shumicës së tranzicionit post-komunist të saj. Besimi i përgjithshëm midis studiuesve është që këto flukse kanë qënë një nga faktorët kryesorë mbrapa normës së lartë të rritjes ekonomike të vendit gjatë kësaj periudhe. Ne e testojmë këtë këndvështrim empirikisht duke identifikuar gjithashtu variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilëve dërgesat hyrëse të emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë. Të dhënat e përdorura janë vrojtme vjetore nga 1992 në 2011. Për të identifikuar variablat e ndërmjetëm ne përdorim modelin Solow të zgjeruar dhe e vlerësojmë atë nëpërmjet qasjes ARDL. Më pas ne vlerësojmë efektet e dërgesave hyrëse të emigrantëve në secilin prej variablave të ndërmjetëm për të përlogaritur efektin total të tyre në rritjen ekonomike afatgjatë. Investimet duket të luajnë një rol të rëndësishëm pozitiv rënës në rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste ndërsa zhvillimi financiar në kundërshtim me pritshmëritë tona e ndikon negativisht atë. Dërgesat hyrëse të emigrantëve duket të ndikojnë rritjen ekonomike afatgjatë të vendit vetëm nëpërmjet efektit pozitiv në zhvillimin e sistemit financiar por madhësia e ndikimit është thuajse e papërfillshme. Më specifikisht rezultatet sugjerojnë që një rritje me 10% e matësit të dërgesave hyrëse të emigrantëve shoqërohet me një ulje prej përafërsisht 0.0027% të rritjes ekonomike afatgjatë duke kundërshtuar kështu besimin më të përhapur.

Fjalët kyçe: rritje ekonomike, dërgesa hyrëse të emigrantëve, Shqipëri, ARDL
Klasifikimi JEL: O11

Abstract

Albania has been a top remittance receiving country for most of its post-communist transition. The general belief among researchers is that the inflow of remittances has been one of the principal factors behind Albania's high economic growth rate during this period. We empirically test this view identifying also the channel variables through which remittances may influence Albania's long-term economic growth. The data used are annual observations from 1992 to 2011. To identify the channels we use the extended Solow model and estimate it by the ARDL approach. Then, we estimate the effects of remittances received on each of the channels to compute their overall growth effect. Investment seems to play an important diminishing positive role on Albania's long-term growth while financial development, contrary to our expectations, seems to have a very small negative role on it. Remittances received seem to influence the country's long-term growth only through their positive effect on financial system development but the magnitude of their growth effect is practically negligible. More specifically, results suggest that a 10% increase of the remittances received measure is accompanied by an approximate 0.0027% reduction of the long-term economic growth, thus contradicting the most widespread belief of their key growth enhancing role in the post-communist Albania.

Key words: economic growth, remittances received, Albania, ARDL
JEL classification: O11

PËRMBAJTJA

1	Hyrje	1
2	Teoria e Rritjes: Shpjegimi i rritjes ekonomike afatgjatë	7
2.1	Hyrje	7
2.2	Modelet Ekzogjene të Rritjes.....	8
2.2.1	Modeli i Rritjes i propozuar nga Solow.....	8
2.2.2	Modeli Solow i zgjeruar	12
2.3	Modelet Endogjene të Rritjes.....	15
2.3.1	Modeli i Lucas	15
2.3.2	Modeli i Romer	16
2.4	Konkluzione	19
3	Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Literatura e mëparshme	21
3.1	Hyrje	21
3.2	Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Eksplorimi i lidhjeve	21
3.3	Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Debati empirik që vazhdon	26
3.3.1	Hyrje	26
3.3.2	Lidhja dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për grupe vendesh.....	27
3.3.3	Konkluzione	53
3.3.4	Roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta	54
3.3.5	Konkluzione	65
3.4	Konkluzione	65
4	Përvoja shqiptare në një shikim të shpejtë	67
5	Metodologjia dhe Rezultatet.....	71
5.1	Modeli i Rritjes.....	71
5.2	Lidhja dërgesa hyrëse të emigrantëve-investime	100
5.3	Lidhja dërgesa hyrëse të emigrantëve-zhvillim financiar	109
6	Konkluzione	114
	Shtojca 1	117
	Shtojca 2	124
	Bibliografia.....	144

Lista e Figurave

Figura 4.1. Norma e rritjes së PPB real të Shqipërisë (% vjetore) për periudhën 1992-2011.....	67
Figura 4.2. Dërgesat e emigrantëve të hyra në Shqipëri si përqindje e PBB për periudhën 1992-2011	68
Figura 4.3. Hyrja e dërgesave të emigrantëve në Shqipëri për periudhën 1993-2012 (milion \$)	69
Figura 4.4. Dërgesat e emigrantëve hyrëse, hyrja neto e investimeve të huaja direkte (FDI) dhe ndihma zyrtare e zhvillimit (ODA) neto e marrë nga Shqipëria për periudhën 1993-2011 (milion \$)	70
Figura 5.1. Sjellja e serive kohore të përdorura në specifikimin 1 (dhe diferencave të para të tyre)	75
Figura 5.2. Sjellja e normës të përlllogaritur të rritjes afatgjatë për Shqipërinë gjatë periudhës 1993-2011.....	84
Figura 5.3. Grafikët e variablave të përdorur në modelin e rritjes (në nivel dhe diferenca të para të tyre)	86
Figura 5.4. Grafikët e ndryshimeve në përqindje të përcaktuesve të mundshëm të rritjes ekonomike dhe diferencave të para të tyre	88
Figura 5.5. Grafikët e variablave të ndërmjetëm të shumëzuar me tendin kohor dhe diferencave të para të tyre	91
Figura 5.6. Grafikët e normës së rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencës të parë të tij	93
Figura 5.7. Grafikët e variablave shpjegues të përdorur në versionin jolinear të modelit të zgjeruar Solow në nivele dhe diferenca të para	96
Figura 5.8. Grafikët e variablave të “rinj” të shqyrtuar të përdorur në modelin e investimit në nivel dhe diferenca të para	101
Figura 5.9. Grafikët e variablave të “rinj” të shqyrtuar (që nuk shumëzohen me trendin kohor) që përdoren në modelin e investimit në nivele dhe diferenca të para	106
Figura 5.10. Grafikët e variablave të “rinj” shpjegues të përdorur në modelin e zhvillimit financiar në nivele dhe diferenca të para	110

Lista e Tabelave

Tabela 5.1. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e specifikimit 1	76
Tabela 5.2. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e specifikimit 1	77
Tabela 5.3. Vlerësimi i specifikimit 1 pa përcaktues të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë.....	80
Tabela 5.4. Vlerat kritike për analizën e kointegrimit të përlllogaritura nga Narayan (2005)	82
Tabela 5.5. Testet e rrënjëve unitare për variablat e modelit të rritjes.....	86
Tabela 5.6. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e modelit të rritjes	87
Tabela 5.7. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për ndryshimet në përqindje të dërgesave të emigrantëve hyrëse dhe të hapjes tregëtare.....	88
Tabela 5.8. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për ndryshimin në përqindje të hapjes tregëtare	89
Tabela 5.9. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e ndërmjetëm të specifikimit 2	92
Tabela 5.10. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e ndërmjetëm të specifikimit 2	92
Tabela 5.11. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për normën e rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencën e parë të tij	93
Tabela 5.12. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për normën e rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencën e parë të tij	94
Tabela 5.13. Testet e rrënjëve unitare për variablat e modelit të zgjeruar Solow jolinear	96
Tabela 5.14. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e modelit të zgjeruar Solow jolinear	97
Tabela 5.15. Vlerësimi i specifikimit 3.....	97
Tabela 5.16. Vlerat kritike për analizën e kointegrimit të ofruara nga Narayan (2005)...	99
Tabela 5.17. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të shqyrtuar në modelin e investimit.....	102
Tabela 5.18. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të modelit të investimit	102
Tabela 5.19. Vlerësimi i modelit të investimit.....	103
Tabela 5.20. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e “rinj” shpjegues të shqyrtuar (të pashumëzuar me trendin kohor) të modelit të investimit	106
Tabela 5.21. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të modelit të investimit	107
Tabela 5.22. Vlerësimi i modelit të investimit me variabla që nuk shumëzohen me trendin kohor	107

Tabela 5.23. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare të variablave shpjegues të “rinj” të përdorur në modelin e zhvillimit financiar	110
Tabela 5.24. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” në modelin e zhvillimit financiar	111
Tabela 5.25. Vlerësimi i modelit të zhvillimit financiar	111
Tabela 5.26. Vlerat kritike për analizën kointegrim të përlogaritura nga Narayan (2005)	113

Lista e Shkurtimeve

AIC	Kriteri i Informacionit të Akaike
ARDL	Metoda Autoregressive Distributed Lag
ECM	Modeli i Korrigjimit të Gabimit
EG	Metoda me 2 Hapa e Engle dhe Granger
ERS	Testi Elliot-Rothenberg-Stock
FDI	Investimet e Huaja Direkte
FE	Modeli me Efekte Fikse
FE 2SLS	Metoda Dyfazore e Katrorëve më të Vegjël me Efekte Fikse
FMN	Fondi Monetar Ndërkombëtar
FMOLS	Metoda e Zakonshme e Katrorëve më të Vegjël Tërësisht e Modifikuar
GMM	Metoda e Përgjithësuar e Momenteve
ICRG	Udhëzuesi Ndërkombëtar i Riskut të Vendit
IV-2SLS	Metoda e Katrorëve më të Vegjël me 2 Etapa me Variabla Instrumentalë
IV-GMM	Metoda e Përgjithësuar e Momenteve me Variabla Instrumentalë
Log	Logaritëm
MPK	Produktiviteti Marxhinal i Kapitalit
ODA	Ndihma Zyrtare e Zhvillimit
OECD	Organizata për Bashkëpunim Ekonomik dhe Zhvillim
OLS	Metoda e Zakonshme e Katrorëve më të Vegjël
PBB	Prodhimi i Brendshmëm Bruto
R ²	Koefiçienti i Përcaktueshmërisë
RE	Modeli me Efekte të Rastit
RE-2SLS	Metoda Dyfazore e Katrorëve më të Vegjël me Efekte të Rastit
REER	Kursi Real Efektiv i Këmbimit
RESET	Testi i Gabimit të Specifikimit të Regresionit
SGMM	Metoda e Përgjithësuar e Momenteve të Sistemit
SSA	Afrika Sub-Sahariane
SSGR	Norma e Rritjes në Gjendjen e Qëndrueshme
Testi ADF	Testi Dickey-Fuller i Përgjithësuar
Testi DF-GLS	Testi Dickey-Fuller - Katrorët më të Vegjël të Përgjithësuar
Testi KPSS	Testi Kwiatkowski, Phillips, Schmidt dhe Shin

Testi PP	Testi Phillips-Perron i Rrënjëve Unitare
TFP	Produktiviteti Total i Faktorëve
VAR	Model me Vektorë Autoregresivë
Variabla I(1)	Variabla të Integruar të Rendit 1
VECM	Modeli Vector Error Correction
Vende të LAC	Vende të Amerikës Latine dhe Karaibeve
Vlerësuesi AH	Vlerësuesi Anderson-Hsiao
Vlerësuesit DPD	Vlerësuesit Dinamikë të të Dhënave Panel
WDI	Treguesit e Zhvillimit të Botës

1 Hyrje

Përgjatë gjithë historisë njerëzore dhe në të gjithë botën njerëzit për motive të ndryshme kanë lënë vendet e tyre të lindjes duke jetuar në vende të tjera.

Sipas përlllogaritjeve të Bankës Botërore në 2011 kishte më tepër se 215 milion emigrantë ndërkombëtare në botë që përfaqësonin rreth 3% të popullsisë së botës. Në 2010 Shqipëria renditej e nënta ndër 10 vendet me emigracion më të lartë, me emigrantët që përfaqësonin 45.4% të popullsisë së vendit.

Shqipëria ka pasur emigrim pothuajse gjatë gjithë historisë së saj, por vetëm pas shembjes së regjimit komunist në fillimet e viteve 1990 u përball me emigrim masiv të qytetarëve të saj jashtë vendit. Që nga viti 1991 shqiptarët emigruan në masë nëpërmjet të gjitha mënyrave, të ligjshme dhe jo të ligjshme.

Ky emigrim masiv është karakterizuar nga valë të ndryshme emigrimi që kanë ndjekur ndryshimet e situatës ekonomike dhe politike në vend.

Periudhat e paqëndrueshmërisë ekonomike dhe politike (1991-1999) janë karakterizuar nga flukse të mëdha njerëzish që kanë lënë vendin ndërsa periudhat e stabilitetit ekonomik dhe politik (2000-2011) janë shoqëruar me flukse të qëndrueshëm emigrantësh.

Për shkak të këtyre flukseve migratore, në dy dekada Shqipëria ka “humbur” thujse gjysmën e popullsisë së vet [pjesa më e madhe e shqiptarëve që kanë lënë vendin i përkasin pjesës aktive të popullsisë], duke e bërë kështu emigrimin ndoshta dukurinë më të rëndësishme politike, sociale, dhe ekonomike në tranzicionin post- komunist të vendit (Carletto et al. 2004).

Në fakt migrimi është një dukuri mjaft komplekse që ka pasoja shumë të rëndësishme sociale, kulturore dhe ekonomike që shtrihen përtej emigrantëve dhe anëtarëve të familjeve të tyre në vendin orgjinë.

Përfitimet e migrimit ndërkombëtar për vendet orgjinë realizohen kryesisht nëpërmjet dërgesave të emigrantëve që në thelb përfaqësojnë para dhe mallra që emigrantët ua dërgojnë familjeve dhe miqve të tyre në vendin orgjinë.

Përgjithësisht çdo emigrant ndërkombëtar kohë pas kohe mbështet familjen në vendin orgjinë duke dërguar para dhe mallra.

Dërgesat e emigrantëve që rezultojnë nga migrimi ndërkombëtar po bëhen një aspekt i rëndësishëm i ekonomisë globale duke përfaqësuar sot një nga flukset më të mëdha ndërkombëtare të burimeve financiare.

Të dhënat zyrtare të Bankës Botërore tregojnë që në vitin 2011 dërgesat e emigrantëve për vendet në zhvillim përlllogaritëshin 351 miliard \$ duke pasur një rritje prej 8% krahasuar me një vit më parë.

Në vitin 2010 flukset mbarëbotërore të dërgesave të emigrantëve përlllogaritëshin të ishin më shumë se 440 miliard \$ nga të cilat rreth 325 miliard \$ ishin përfituar nga vendet në zhvillim. Vlera e dërgesave të emigrantëve duhet të ketë qënë më e lartë sepse një pjesë e tyre nuk përfshihet në këto llogaritje për shkak të vështirësive në matje. Të dhënat zyrtare lenë jashtë dërgesat e emigrantëve që kalojnë nëpërmjet kanaleve informalë dhe ato vështirë se reflektojnë me saktësi vlerën e dërgesave të emigrantëve në të mira materiale.

Sasia e dërgesave të emigrantëve të regjistruara përbënte më shumë se 10% të PBB në shumë vende në zhvillim (Banka Botërore 2011).

Për periudhën 1991-2010 dërgesat e emigrantëve që kanë hyrë në vendet në zhvillim jo vetëm që kanë qënë të mëdha dhe në rritje [përfshijë vitin 2009] por edhe më të qëndrueshme se burime të tjera të rëndësishme financimi të jashtëm si Investimet e Huaja Direkte (FDI) apo Ndihma Zyrtare e Zhvillimit (ODA).

Këto karakteristika i kanë bërë dërgesat e emigrantëve një komponent kryesor të “mozaikut” financiar të shumë vendeve në zhvillim që luan një rol të rëndësishëm ekonomik.

Dërgesat e emigrantëve u sigurojnë vendeve në zhvillim monedhë të huaj që mund t’i ndihmojë ata të mbulojnë deficitet e bilancit të pagesave duke i lejuar këto vende të blejnë importe të nevojshme.

Përveç ndihmesës së mundshme në balancimin e llogarisë korrente dërgesat e emigrantëve mund të ndihmojnë në zbutjen e varfërisë në këto vende duke u mundësuar familjeve marrëse të këtyre dërgesave të kenë një nivel më të lartë konsumi (Barajas et al. 2009). Për më tepër, ato priren të rriten kur vendi marrës përballet me zhvillime të pafavorshme politike apo ekonomike sepse emigrantët mund të dërgojnë më shumë fonde për të ndihmuar të afërmit e tyre gjatë periudhave të vështira (Sing et al. 2010).

Por kërkesa e rritur e familjeve për mallra konsumi mund të ushtrojë trysni për rritjen e normës së inflacionit.

Për më tepër, hyrje të mëdha dhe të qëndrueshme dërgesash të emigrantëve mund të shkaktojnë vlerësim të kursit real të këmbimit që mund t’i bëjë mallrat e prodhuar në vend më pak konkurruese në tregjet e huaja duke dëmtuar kështu eksportuesit (Chami et al. 2008).

Gjithashtu dërgesat e emigrantëve mund të pakësojnë përpjekjet e punës sepse marrësit e dërgesave për shkak të këtyre flukseve hyrëse mund të preferojnë të konsumojnë më shumë pushim pa ulur standardin e tyre të jetesës. Ky pakësim i ofertës së punës në vendin marrës mund të ndikojë negativisht rritjen ekonomike (Chami et al. 2003).

Sasia e madhe e dërgesave të emigrantëve ka tërhequr vëmendjen e mjaft studiuesve. Kohët e fundit ndikimi i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve në zhvillim është shfaqur si një temë shumë e rëndësishme studimi. Kjo është plotësisht e justifikuar sepse rritja ekonomike është një çështje jetike veçanërisht për këto vende. Për më tepër, të kuptuarit e burimeve të rritjes ekonomike për vendet në zhvillim vazhdon të jetë ende një temë e rëndësishme debati midis studiuesve.

Janë bërë shumë studime që përpiqen të vlerësojnë në mënyrë empirike rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të ndryshëm në zhvillim por rezultatet ngelen mjaft kontradiktore. Ato kanë ndryshuar kah disa herë përgjatë kohës duke sugjeruar herë rol negativ, herë rol pozitiv dhe herë rol neutral të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Më influencuesit ndër këto studime përdorin të dhëna për shumë vende njëkohësisht përgjatë gjithë periudhës kohore kur ato janë të disponueshme. Gjithashtu pjesa më e madhe e tyre i përkasin dekadës së fundit çka tregon për interesin aktual që ka kjo çështje.

Chami et al. (2003) në një nga studimet më të hershme në këtë fushë analizojnë të dhëna për 113 vende deri në 29 vite dhe gjejnë një lidhje negative midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike duke sugjeruar që ato janë transferta kompensuese jo burim kapitali për zhvillimin ekonomik. Në modelin e paraqitur prej tyre dërgesat e

emigrantëve ndikojnë negativisht nxitjet për punë të përfituesve sepse ato u lejojnë atyre të ruajnë standardin e jetesës duke konsumuar më shumë pushim. Zëvendësimi i punës me pushimin pakëson ofertën e punës çka mund të ndikojë negativisht prodhimin.

Catrinescu et al. (2006) duke përdorur të njëjtën metodologji empirike si Chami et al. (2003) por me modifikime të vogla të modelit të përdorur prej tyre sugjerojnë që roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen e ekonomike është pozitiv por i dobët. Të dhënat përfshijnë 162 vende gjatë periudhës 1970-2003. Për më tepër, rezultatet duket të tregojnë që institucionet e përshtatshme mund të rritin ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Jongwanich (2007) përpiket të investigojë jo vetëm efektin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike por edhe mënyrat nëpërmjet të cilave realizohet ai. Ai analizon të dhëna nga 17 vende në zhvillim në rajonin e Azisë dhe Paqësorit që karakterizohen nga hyrje të mëdha dërgesash të emigrantëve për periudhën 1993-2003. Rezultatet e studimit duket të sugjerojnë një ndikim pozitiv të dobët të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të zgjedhur që realizohet nëpërmjet investimit të brendshëm dhe kapitalit human.

Giuliano dhe Ruiz-Arranz (2009) duke shqyrtuar të dhëna për deri në 73 vende në zhvillim gjatë periudhës 1975-2002 sugjerojnë që efekti i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës varet nga shkalla e zhvillimit të sistemit financiar të tij. Ata gjejnë ndikim pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve me sistem financiar më pak të zhvilluar.

Barajas et al. (2009) bëjnë përpjekje për të adresuar mangësitë në studimet e mëparshme empirike duke përfshirë variabla më të përshtatshme për të zbutur problemin e endogjenitetit. Ata përdorin të dhëna vjetore për 84 vende gjatë periudhës 1970-2004. Rezultatet e studimit nuk tregojnë ndonjë lidhje të rëndësishme pozitive midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike. Autorët sugjerojnë që në rastin më të mirë dërgesat e emigrantëve nuk luajnë asnjë rol në rritjen ekonomike.

Vargas-Silva et al. (2009) duke analizuar të dhëna për më shumë se 20 vende Aziatike përgjatë periudhës 1988-2007 gjejnë që një rritje prej 10% e dërgesave të emigrantëve të shprehura kundrejt PBB sjell një rritje prej 0.9-1.2% të rritjes ekonomike. Megjithatë rezultatet sugjerojnë ndikim pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike autorët besojnë se ato nuk janë plotësisht të qëndrueshme.

Pra pavarësisht literaturës së gjerë për këtë temë rezultatet sugjerojnë që natyra dhe fortësia e lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike ngelen pyetje të hapura (Barajas et al. 2009).

Opinionet e ndryshme për këtë lidhje nga njëra anë si dhe sasia e konsiderueshme e dërgesave të emigrantëve në Shqipërinë post-komuniste dhe norma relativisht e lartë e rritjes që përjetoj vendi gjatë kësaj periudhe në anën tjetër e bëjnë investigimin e ndikimit të këtyre flukseve në rritjen ekonomike të Shqipërisë post-komuniste interesante dhe të rëndësishme.

Hyrjet nga dërgesat e emigrantëve në Shqipëri kundrejt PBB janë nga më të lartat në botë. Banka Botërore raporton që ato arritën vlerën e 1.3 miliard \$ në vitin 2010 duke e vendosur Shqipërinë në listën e 10 vendeve me hyrje më të mëdha të dërgesave të emigrantëve në rajonin e Europës dhe Azisë. Të dhënat e Bankës Botërore gjithashtu tregojnë që Shqipëria ka qënë në listën e 20 vendeve me raportin më të lartë të dërgesave të emigrantëve ndaj PBB në botë për të paktën vitet 1999-2009.

Kjo hyrje e dërgesave të emigrantëve në Shqipëri filloi rreth viteve 1992-1993, jo shumë kohë nga vala e parë e emigrimit masiv që pasoi hapjen e vendit pas rreth gjysëm shekulli izolim, dhe që atëherë është rritur ndjeshëm.

Sasia e dërgesave të emigrantëve që ka hyrë në Shqipëri gjatë dy dekadave të shkuara ka qënë e shumë e madhe si në terma absolute dhe në ato relative, duke tejkaluar burimet e tjera të financimit të jashtëm që kanë hyrë në vend gjatë kësaj periudhe. Të dhënat e Bankës së Shqipërisë tregojnë që për periudhën 1993-2012 në vend kanë hyrë mesatarisht rreth 733 milion \$ dërgesa të emigrantëve çdo vit. Periudha 1993-1999 [përfshijtur 1997 kur dërgesat e emigrantëve arritën pikun më të ulët historik] është karakterizuar nga hyrje të qëndrueshme të dërgesave të emigrantëve prej rreth 400 milion \$ në vit. Nga viti 2000 deri në vitin 2007 hyrjet nga dërgesat e emigrantëve janë rritur me ritëm të shpejtë prej mesatarisht rreth 17% në vit duke arritur në vitin 2007 sasinë prej 1,305 milion \$ (2.5 herë më e madhe se sasia në vitin 2000). Efektet e krizës globale 2007 u reflektuan në rënie të dërgesave të emigrantëve që hynë në vend në vitin 2008 dhe në dy vitet që pasuan. Pas tri vitesh rënieje, në vitin 2011 dërgesat e emigrantëve u rritën pak krahasuar me një vit më parë por ranë sërish në 2012.

Kjo sasi e madhe e dërgesave të emigrantëve ka gjasa të ketë luajtur një rol në normën e admirueshme të rritjes që ka përjetuar Shqipëria post-komuniste [një nga më të lartat në Europën Lindore]. Shqipëria e filloi tranzicionin nga nivele jashtëzakonisht të ulta të PBB real por që nga 1993 ekonomia filloi të rritet mesatarisht me një ritëm të shpejtë. Fillimi i kësaj periudhe rritjeje intensive përkon me hyrjet e para të dërgesave të emigrantëve në vend pas viteve 1990.

Fokusi në dërgesat e emigrantëve si një kontribues i mundshëm në rritjen relativisht të lartë ekonomike të vendit justifikohet pikërisht nga sasia e madhe e tyre.

Për shembull Korovilas (1999) dhe Martin et al. (2002) besojnë që rritja ekonomike e përjetuar nga Shqipëria gjatë mesit të viteve 1990 bazohej kryesisht në hyrjet e dërgesave të emigrantëve.

Nikas dhe King (2005) shkojnë aq larg sa të sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve janë aq të rëndësishme për vendin sa që një ulje e papritur e tyre për shkak të ndonjë rënieje ekonomike në vendet e emigrimit të shqiptarëve mund të jetë shkatërruese për ekonominë shqiptare.

Pavarësisht sasisë të madhe të dërgesave të emigrantëve të hyra në vend gjatë tranzicionit post-komunist, në bazë të njohurive të mia më të mira studimet empirike që vlerësojnë ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke marrë në shqyrtim vetëm rastin e Shqipërisë mungojnë.

Kjo ndoshta mund të shpjegohet nga pjesa relativisht e vogël e dërgesave të emigrantëve që kanë hyrë në Shqipëri, vetëm 0.4% të dërgesave të emigrantëve të hyra në vendet në zhvillim në vitin 2010 (Banka Botërore 2011).

Por nuk mungojnë studimet që përpiqen të vlerësojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në faktorë përcaktues të rritjes ekonomike. Ato kryesisht investigojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen e kapitalit human nëpërmjet investimit në shkollim. Përgjithësisht rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve nuk investohen në shkollim duke mos luajtur ndonjë rol në rritjen e kapitalit human.

Për shembull, Hoxha Kalaj (2010) duke përdorur të dhëna nga Albanian Living Standard Measurement Survey 2005 përpiqet të vlerësojë ndikimin e dërgesave të emigrantëve në shkollimin e familjarëve të emigrantëve. Autorja gjen që dërgesat e emigrantëve rritin

mundësinë për lënien e shkollës pas përfundimit të arsimit të mesëm duke sugjeruar që ato nuk përdoren për t'u investuar në shkollim por për alternativa të tjera.

Studimi aktual përpiqet të mbushë boshllëqet në studimet empirike për ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Shqipërisë post-komuniste.

Motivimi kryesor i tij qëndron në njohjen e nevojës për të vlerësuar në mënyrë rigorozë lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike në Shqipërinë post-komuniste meqë si dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike kanë qënë çështje themelore në Shqipëri gjatë këtyre dy dekadave.

Rritja ekonomike e vendit është veçanërisht e rëndësishme tani ndërsa është duke u shqyrtuar integrimi i Shqipërisë në Bashkimin Europian që përbën një nga objektivat strategjikë të vendit.

Një analizë formale e ndikimit të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Shqipërisë ia vlen përpjekjet sepse:

Së pari, rezultatet e studimeve që fokusohen në një numër të madh vendesh në zhvillim jo vetëm që janë larg të qëniti unanimitë por ato gjithashtu mund të mos aplikohen për vende të veçanta kur ato shqyrtohen veçmas sepse ka faktorë të rëndësishëm specifikë për vendin që nuk mund të përfshihen në modelet ekonometrike që analizojnë njëherësh shumë vende. Studimet e ndikimit të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta janë të rëndësishëm për të konfirmuar më tej rezultatet e studimeve që analizojnë të dhëna për disa vende njëherësh (Barajas et al. 2009).

Projekti ynë i kërkimit synon të sqarojë efektin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Shqipërisë gjatë dy dekadave të shkuara duke u përpjekur të japë qoftë edhe në një shkallë të vogël një kontribut të dobishëm në debatin që vazhdon për këtë çështje [mbi ndikimin zhvillues të dërgesave të emigrantëve në vendin marrës].

Për më tepër, kuptimi më i mirë i kësaj lidhjeje mund t'i ndihmojë politikbërësit në Shqipëri të hartojnë politika ekonomike për të maksimizuar ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Në veçanti ai përpiqet t'u japë përgjigje pyetjeve që vijojnë:

- A) Cili është ndikimi i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste?
- B) Nëpërmjet cilave variabla të ndërmjetëm përcaktues të rritjes ekonomike afatgjatë realizohet ai?
- C) Çfarë roli luajnë këto variabla të ndërmjetëm në rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste?

Të kuptuarit e mënyrës nëpërmjet të cilës dërgesat e emigrantëve ndikojnë rritjen ekonomike është veçanërisht i rëndësishëm në formulimin e politikave të përshtatshme (Ahortor dhe Adenutsi 2009).

Analiza kryhet në kontekstin e teorisë së rritjes që fokusohet në ofertën agregate.

Të dhënat e përdorura në këtë analizë janë të dhëna sekondare zyrtare të publikuara nga institucione prestigjioze ndërkombëtare ndërsa mjeti i analizës përfshin metodologji vlerësimi ekonometrike të përshtatshme për analizën e të dhënave në trajtën e serive kohore.

Pjesa tjetër e këtij studimi organizohet në seksionet vijuese: Në kapitullin 2 paraqiten modelet e ndryshme të rritjes ekonomike për të hedhur bazat e nevojshme për përfshirjen në debatin që vazhdon për rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Në kapitullin 3 analizohen studimet ekzistuese më të rëndësishme për rolin e dërgesave të

emigrantëve në rritjen ekonomike. Kapitulli 4 paraqet përmbledhtazi ecurinë e dërgesave hyrëse të emigrantëve dhe rritjes ekonomike në Shqipërinë post-komuniste. Kapitulli 5 prezanton të dhënat, modelet ekonometrike të përdorura, metodologjinë dhe rezultatet empirike të marra. Në kapitullin 6 paraqiten konkluzionet e studimit.

2 Teoria e Rritjes: Shpjegimi i rritjes ekonomike afatgjatë

2.1 Hyrje

Megjithëse rritja ekonomike nuk është një matës i përkryer i rritjes së mirëqënies ajo është ndoshta receta më e mirë për lumturi që ekonomistët mund të ofrojnë (Mankiw 2012). Rritja ekonomike përkufizohet si norma me të cilën po rritet Prodhimi i Brendshëm Bruto real në një ekonomi dhe është përcaktuesi më i rëndësishëm i rritjes së mirëqënies së qytetarëve të një vendi. Shpesh është më e përshtatshme të shprehet në terma të ndryshimit të Produktit të Brendshëm Bruto real për frymë [në shumë raste e përafëruar në terma për punëtor] sepse e shprehur në këtë formë reflekton më mirë rritjen e standardit të jetesës. Rritja ekonomike e shprehur në trajtën për frymë tregon sa shpejt po rriten të ardhurat reale të personit mesatar në një ekonomi pa u ndikuar nga madhësia e ekonomisë. Si treguesi më i rëndësishëm i rritjes së standardit të jetesës rritja ekonomike ka tërhequr vëmendje të konsiderueshme midis studiuesve të cilët përpiqen të kuptojnë faktorët përcaktues të saj. Dornbusch et. al (2008) e ndajnë kërkimin e zhvilluar në këtë fushë në dy periudha dhe dallojnë midis teorisë neoklasike të rritjes dhe teorisë endogjene të rritjes. E para hodhi themelet gjatë fundit të viteve 1950 dhe fillimit të viteve 1960 ndërsa e dyta e pati zhvillimin më të vullshëm gjatë fundit të viteve 1980 dhe fillimit të viteve 1990. Modelet teorikë të krijuar përpiqen të kuptojnë arsyet mbrapa rritjes ekonomike dhe të shpjegojnë diferencat e mëdha në normat e rritjes ekonomike dhe nivelin e të ardhurave të vendeve të ndryshme. Ndonëse kanë shkallë të ndryshme kompleksiteti të gjithë përpiqen të shpjegojnë variablat endogjenë nëpërmjet variablave ekzogjenë [që merren si të mirëqënë] duke u bazuar në një numër supozimesh. Në këtë kapitull trajtohet përmbledhtazi Teoria e Rritjes në mënyrë që të hidhen bazat e nevojshme për studimin e lidhjes dërgesa të emigrantëve-ritje ekonomike. Modelet e paraqitur këtu janë modelet kryesorë të rritjes ekonomike. Në seksionin 2.2 paraqiten modelet ekzogjene të rritjes ndërsa në seksionin 2.3 prezantohen modelet endogjene të rritjes. Në seksionin 2.4 përmbledhen konkluzionet.

2.2 Modelet Ekzogjene të Rritjes

Përfaqësuesi më i spikatur i teorisë neoklasike të rritjes konsiderohet Robert Solow që u nderua me çmimin Nobel kryesisht për kontributin e tij në studimin e rritjes ekonomike.

2.2.1 Modeli i Rritjes i propozuar nga Solow

Robert Solow në artikullin e tij “Një kontribut për teorinë e rritjes ekonomike” të botuar në 1956 paraqet një model të thjeshtë teorik nëpërmjet të cilit përpiqet të shpjegojë procesin e rritjes ekonomike afatgjatë dhe arsyet pse disa ekonomi rriten më shpejt se të tjera. Ky artikull vazhdon të ngelet mjaft influencues edhe në ditët e sotme.

Modeli i Solow mund të formulohet ose në kohë diskrete ose në kohë të vazhdueshme por versioni në kohë diskrete është më i përdorshëm.

Modeli Solow i prezantuar këtu bazohet kryesisht në qasjen e Acemoglu (2009). Si çdo model ekonomik ai ka në themel një numër supozimesh.

Supozimet

Ekonomia në shqyrtim është një ekonomi e mbyllur ku mungon sektori publik (qeveria). Aktorët ekonomikë në këtë model janë familjet dhe firmat.

Familjet

Familjet janë të shumta dhe janë zotëruesit e faktorëve të prodhimit. Të gjitha familjet janë identike pra sjellja e familjeve mund të përshkruhet nëpërmjet një familjeje përfaqësuese. Ato zotërojnë të gjithë faktorët e prodhimit në këtë ekonomi (supozohet që familjet zotërojnë kapitalin për të kuptuar më lehtë si kompensohen faktorët e prodhimit). Faktorët e vetëm të prodhimit janë kapitali fizik dhe puna. Familjet ofrojnë të gjithë punën dhe kapitalin fizik pavarësisht çmimit (ofertë inelastike). Për më tepër, ka vetëm një lloj kapitali fizik në ekonomi dhe ky është i njëjtë me produktin përfundimtar. Çdo periudhë familjet kursejnë një pjesë konstante s të të ardhurave të tyre dhe konsumojnë $(1 - s)$ ku s përfaqëson normën e kursimit dhe $s \in (0,1)$. Pra norma e kursimit është variabël ekzogjen sepse merret si e dhënë. Duke e marrë normën e kursimit si të dhënë modeli nuk shqyrton marrjen e vendimeve nga familjet për të maksimizuar dobinë. Gjithashtu supozohet që popullsia dhe forca e punës në këtë ekonomi rriten me një normë rritjeje konstante n që është variabël ekzogjen.

Firmat

Firmat janë të shumta në numër. Ato blejnë punën dhe marrin me qera kapitalin fizik për të prodhuar produktin përfundimtar të cilin ua shesin familjeve. Objektivi i firmave është maksimizimi i fitimit. Të gjitha firmat në këtë ekonomi kanë akses ndaj të njëjtit funksion prodhimi për produktin përfundimtar pra sjellja e firmave mund të përshkruhet nëpërmjet një firme përfaqësuese. Produkti përfundimtar mund të konsumohet ose përdoret si kapital duke rritur gjendjen e kapitalit fizik ekzistues. Kapitali zhvlerësohet për shkak të konsumimit fizik me normën e zhvlerësimit $\delta \in (0,1)$ që është gjithashtu variabël ekzogjen. Teknologjia është një e mirë jo rivale dhe e papërrjashtueshme. Pra ajo është e disponueshme pa pagesë për të gjitha firmat në këtë ekonomi. Teknologjia përmirësohet me normën e progresit teknologjik $g > 0$ çdo periudhë dhe progresi teknologjik është ekzogjen.

Tregjet

Tregjet e faktorëve dhe produktit përfundimtar janë konkurrues pra si familjet edhe firmat i marrin çmimet e tregut si të dhëna dhe çmimet pastrojnë tregjet.

Funksioni agregat i prodhimit është në qendër të modelit. Funksioni agregat i prodhimit të kësaj ekonomie është i vazhdueshëm, i derivueshëm, ka produkte marxhinale pozitive rënëse dhe kthime konstante ndaj shkallës.

Forma e përgjithshme e funksionit agregat të prodhimit në këtë ekonomi mund të shkruhet si:

$$Y_t = F(K_t, L_t, A_t) \quad (2.1)$$

ku Y_t është produkti përfundimtar në kohën t , K_t është gjendja [stoku] e kapitalit në kohën t , L_t është punësimi total në kohën t , dhe A_t është teknologjia në kohën t .

Produkti përfundimtar në kohën t dhe gjendja [stoku] e kapitalit në kohën t shprehen në terma të vlerës së tyre në para. Punësimi total në kohën t mund të shprehet në njësi të ndryshme por zakonisht i korrespondon numrit të punonjësve ose orëve të punës. Teknologjia nuk ka njësi natyrore. Për lehtësi shpesh shprehet në terma të një numri që zhvendos funksionin agregat të prodhimit. Teknologjia këtu përdoret në kuptimin më të gjerë duke përfaqësuar një koncept më të gjerë sesa thjesht teknikat e prodhimit.

Funksioni i prodhimit $F: R_+^3 \rightarrow R_+$ është dy herë i derivueshëm në K dhe L dhe plotëson kushtet:

$$\begin{aligned} F_K(K, L, A) &\equiv \frac{\partial F(K, L, A)}{\partial K} > 0, & F_L(K, L, A) &\equiv \frac{\partial F(K, L, A)}{\partial L} > 0 \\ F_{KK}(K, L, A) &\equiv \frac{\partial^2 F(K, L, A)}{\partial K^2} < 0, & F_{LL}(K, L, A) &\equiv \frac{\partial^2 F(K, L, A)}{\partial L^2} < 0 \end{aligned}$$

Për më tepër F ka kthime konstante ndaj shkallës në K dhe L .

Kthime konstante ndaj shkallës nënkupton që nëse të gjithë faktorët e prodhimit rriten me të njëjtin proporcion edhe produkti përfundimtar rritet po me atë proporcion. Produkte marxhinale pozitive rënës nënkupton që niveli i prodhimit rritet me rritjen e sasisë së faktorëve të prodhimit por rritja e një faktori duke mbajtur konstantë faktorët e tjerë rrit produktin përfundimtar me ritëm rënës.

F gjithashtu plotëson kushtet Inada

$$\begin{aligned} \lim_{K \rightarrow 0} F_L(K, L, A) = \infty \text{ dhe } \lim_{K \rightarrow \infty} F_K(K, L, A) = 0 \text{ për gjithë } L > 0 \text{ dhe gjithë } A \\ \lim_{L \rightarrow 0} F_L(K, L, A) = \infty \text{ dhe } \lim_{L \rightarrow \infty} F_K(K, L, A) = 0 \text{ për gjithë } K > 0 \text{ dhe gjithë } A \end{aligned}$$

Për më tepër $F_L(0, L, A) = 0$ për gjithë L dhe A

Këto kushte nënkuptojnë që njësitë e para të kapitalit dhe punës janë shumë produktive dhe kur kapitali ose puna janë mjaft të bollshëm produktet e tyre marxhinalë janë afër 0. Kushti $F_L(0, L, A) = 0$ për gjithë L dhe A nënkupton që kapitali është i domosdoshëm.

Për një nivel të dhënë të teknologjisë A_t dhe çmime të dhëna të faktorëve të prodhimit R_t dhe w_t përkatësisht për kapitalin dhe punën problemi i maksimizimit të fitimit të firmës përfaqësuese në kohën t mund të shprehet:

$$\max_{K \geq 0, L \geq 0} F(K, L, A_t) - R_t K - w_t L \quad (2.2)$$

Meqë tregjet e faktorëve janë konkurrues, për K_t dhe L_t të dhënë çmimet e faktorëve duhet të barazojnë produktet marxhinale respektive:

$$w_t = F_L(K_t, L_t, A_t) \quad (2.3)$$

$$R_t = F_K(K_t, L_t, A_t) \quad (2.4)$$

Teorema e Eulerit provon që për këto çmime firmat kanë fitime të barabarta me 0. Pra kur çmimi i çdo faktori prodhimi është i barabartë me produktin marxhinal të tij atëherë shuma e pagesave të faktorëve të prodhimit barazon prodhimin total.

$$Y_t = w_t L_t + R_t K_t$$

Përkufizimi i Ekuilibrit në Modelin Solow

Në ekonominë e mbyllur pa sektor publik që është marrë në shqyrtim produkti përfundimtar mund të konsumohet ose investohet, pra

$$Y_t = C_t + I_t \quad (2.5)$$

ku C_t përfaqëson konsumin ndërsa I_t investimin në kohën t .

Në këtë ekonomi investimi është i barabartë me kursimin, pra

$$S_t = I_t = Y_t - C_t \quad (2.6)$$

Nga supozimi që familjet kursejnë një pjesë konstante $s \in (0, 1)$ të të ardhurave të tyre kursimi dhe konsumi në kohën t në këtë ekonomi mund të shprehen përkatësisht

$$S_t = sY_t \quad (2.7)$$

$$C_t = (1 - s)Y_t \quad (2.8)$$

Këto dy ekuacione paraqesin sjelljen e familjeve në këtë ekonomi.

Nga supozimet që kapitali zhvlerësohet në mënyrë eksponenciale me normën e zhvlerësimit δ dhe që produkti final konsumohet ose investohet mund të paraqitet ligji i lëvizjes së gjendjes së kapitalit në këtë ekonomi

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (2.9)$$

Atëherë oferta e kapitalit nga familjet në kohën $t + 1$ që rezulton nga sjellja e tyre mund të shprehet

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + S_t = (1 - \delta)K_t + sY_t \quad (2.10)$$

Në kushtet e tregut të faktorëve në konkurrencë perfekte, nga barazimi i ofertës me kërkesën e kapitalit mund të nxirret ligji themelor i modelit Solow

$$K_{t+1} = sF(K_t, L_t, A_t) + (1 - \delta)K_t \quad (2.11)$$

Acemoglu (2009) thekson që ekuilibri në këtë model përcaktohet si një trajektore. Për një varg të dhënë të $\{L_t, A_t\}_{t=0}^{\infty}$ dhe një gjendje fillestare kapitali K_0 , një trajektore ekuilibri është një varg i gjendjeve (stoqeve) të kapitalit, niveleve të prodhimit, niveleve të konsumit, pagave, dhe pagesave të qerasë $\{K_t, Y_t, C_t, w_t, R_t\}_{t=0}^{\infty}$ e tillë që K_t kënaq (2.11), Y_t jepet nga (2.1), C_t jepet nga (2.8), w_t jepet nga (2.3) dhe R_t jepet nga (2.4).

Për të kuptuar rritjen ekonomike në modelin Solow mund të ndiqet një qasje me tri hapa si ajo e paraqitur nga Dornbusch et. al (2008). Ajo fillimisht përqëndrohet te përcaktimi i gjendjes së qëndrueshme, më pas te analizimi i tranzicionit drejt gjendjes së qëndrueshme dhe së fundi te studimi i rritjes ekonomike duke përfshirë progresin teknologjik në model. Teorema e Uzawa nënkupton që për të patur rritje të balacuar (ku prodhimi rritet me një normë rritjeje konstante ndërsa raporti kapital kundrejt prodhimit dhe pjesët e faktorëve ngelen konstantë) në afatin e gjatë duhet që funksioni i prodhimit të ketë progres teknologjik të shtimit të punës (Harrod-neutral)

$$Y_t = F(K_t, A_t L_t) \quad (2.12)$$

ku $A_t L_t$ përfaqëson njësitë efektive të punës. Progresi teknologjik i shtimit të punës bën që efienca e punës të rritet me normën konstante g duke bërë që prodhimi të rritet njësoj sikur forca e punës të rritej me g .

Duke pjestuar të dy anët e funksionit (2.12) me $A_t L_t$ dhe duke shfrytëzuar supozimin e kthimeve konstante ndaj shkallës, funksioni i prodhimit mund të shprehet në trajtën për punëtor

$$y_t = A_t f(k_t) \quad (2.13)$$

ku $y_t = \frac{Y_t}{L_t}$ është e ardhura për punëtor ndërsa $k_t = \frac{K_t}{A_t L_t}$ është raporti efektiv kapital-punë (kapitali pjestuar me njësitë efektive të punës).

Ekonomia është në një gjendje të qëndrueshme kur raporti efektiv kapital-punë dhe e ardhura për njësi efektive pune janë të pandryshueshme. Kjo ndodh kur norma efektive kapital-punë është e barabartë me $k^* \in (0, \infty)$ që kënaq ekuacionin

$$sf(k^*) = (n + \delta + g)k^* \quad (2.14)$$

Ndryshimi i normës së kursimit nuk ndikon normën e rritjes në gjendjen e qëndrueshme por vetëm nivelin e kapitalit për punëtor dhe rrjedhimisht nivelin e të ardhurës për punëtor. Procesi i rritjes ekonomike të qëndrueshme nuk mund të shpjegohet vetëm nga rritja e normës së kursimit sepse megjithëse ajo sjell rritje të kapitalit për punëtor dhe të ardhurës për punëtor rritja është e përkohshme. Norma e saj vjen duke rënë dhe kur arrihet gjendja e re e qëndrueshme norma e rritjes bëhet 0. Pra kursimi ka një efekt të përkohshëm në rritjen e të ardhurës për punëtor pavarësisht se rrit nivelin e saj në gjendjen e qëndrueshme. Sa më i lartë kursimi aq më i lartë niveli i gjendjes së kapitalit për punëtor dhe të ardhurës për punëtor.

Ndryshimi i normës së rritjes të forcës së punës gjithashtu ndikon në nivelin e kapitalit për punëtor dhe nivelin e të ardhurës për punëtor por duke pasur efekt të kundërt me efektin e ndryshimit të normës së kursimit. Sa më e lartë norma e rritjes së forcës së punës aq më i ulët do të jetë kapitali për punëtor dhe e ardhura për punëtor.

Pra në afatin e gjatë ndryshimet në normën e kursimit apo rritjes së forcës së punës nuk ndikojnë rritjen ekonomike.

Norma e rritjes së kapitalit për punëtor dhe të ardhurës për punëtor në gjendjen e qëndrueshme përcaktohet nga norma e progresit teknologjik. Në gjendjen e qëndrueshme kapitali për punëtor dhe e ardhura për punëtor rriten me normën e progresit teknologjik. Pra sipas modelit Solow rritja afatgjatë rezulton nga përmirësimet teknologjike. Në mungesë të tyre e ardhura për punëtor do të konvergjojë drejt vlerës në gjendjen e qëndrueshme.

Për më tepër modeli parashikon konvergjencë midis vendeve më të varfra dhe atyre të pasura. Nëse vendet e varfra ja dalin të kenë të njëjtat norma kursimi dhe norma rritjeje të forcës së punës si dhe të njëjtin funksion prodhimi me vendet e pasura ato do të arrijnë të njëjtin nivel të ardhurash për punëtor me vendet e pasura. Por nëse normat e kursimit janë të ndryshme kur dy variablat e tjerë janë të njëjtë ato do të kenë nivele të ndryshme të ardhurash për punëtor por norma rritjeje në gjendjen e qëndrueshme të njëjta.

Modeli Solow ndonëse bën një punë të mirë në shpjegimin e lidhjeve midis variablave të ndryshëm dhe rritjes ekonomike nuk shpjegon progresin teknologjik që është variabli përgjegjës për rritjen e qëndrueshme në standardin e jetesës. Ai e trajton progresin teknologjik si variabël ekzogjen pa u përpjekur të kuptojë faktorët përcaktues mbrapa tij.

2.2.2 Modeli Solow i zgjeruar

Variabli L në modelin Solow tregon forcën e punës duke iu referuar vetëm aftësive bazë të punëtorëve [punën që kërkon vetëm aftësitë bazë]. Natyrisht që në realitet punëtorët kanë nivele të ndryshme aftësish të fituara si pasojë e investimit të qëllimshëm në kapitalin human kryesisht në formën e edukimit para se ata të bëhen pjesë e forcës së punës dhe trajnimit në punë pasi përfshihen në të. Ky investim çon në rritjen e nivelit të kapitalit human i cili ndikon drejtpërsëdrejti produktivitetin e punëtorit. Natyrshëm që një punëtor i kualifikuar ka produktivitet më të lartë se një kolegj i tij më pak i kualifikuar. Për rrjedhojë, kapitali human duhet të luajë një rol të rëndësishëm në funksionin e prodhimit. Mënyra më e thjeshtë për të marrë në konsideratë ndikimin e kapitalit human në rritjen ekonomike është përfshirja e tij si faktor prodhimi në modelin Solow. Pikërisht këtë gjë bënë Mankiw, Romer dhe Weil në artikullin e tyre “Një kontribut për empirikën e rritjes ekonomike”, 1992.

Ne do të trajtojmë në fillim përmbledhtazi trajtën e përgjithshme të modelit Solow të zgjeruar me kapitalin human duke u bazuar në Acemoglu (2009) dhe më pas do të ndalemi në modelin e paraqitur nga Mankiw, Romer dhe Weil për të kuptuar kontributin e këtij modeli në studimin e rritjes ekonomike.

Trajta e përgjithshme e funksionit agregat të prodhimit që përfshin kapitalin human si faktor prodhimi dhe progres teknologjik të rritjes së punës jepet:

$$Y = F(K, H, AL) \quad (2.15)$$

Funksioni i prodhimit $F: R_+^3 \rightarrow R_+$ është dy herë i derivueshëm në K, H dhe L dhe plotëson kushtet:

$$\begin{aligned} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial K} > 0, & \quad \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial H} > 0, & \quad \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial L} > 0 \\ \frac{\partial^2 F(K, H, AL)}{\partial K^2} < 0, & \quad \frac{\partial^2 F(K, H, AL)}{\partial H^2} < 0, & \quad \frac{\partial^2 F(K, H, AL)}{\partial L^2} < 0 \end{aligned}$$

Për më tepër F ka kthime konstante ndaj shkallës në K, H dhe L.

F përmbush gjithashtu kushtet Inada:

$$\begin{aligned} \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial K} &= \infty \text{ dhe } \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial K} = 0 \text{ për gjithë } H > 0 \text{ dhe gjithë } AL > 0 \\ \lim_{H \rightarrow 0} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial H} &= \infty \text{ dhe } \lim_{H \rightarrow \infty} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial H} = 0 \text{ për gjithë } K > 0 \text{ dhe gjithë } AL > 0 \\ \lim_{L \rightarrow 0} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial L} &= \infty \text{ dhe } \lim_{L \rightarrow \infty} \frac{\partial F(K, H, AL)}{\partial L} = 0 \text{ për gjithë } K, H, A > 0 \end{aligned}$$

Për më tepër, supozohet se familjet kursejnë një pjesë s_h të të ardhurave të tyre për t'a investuar në kapitalin human përveç pjesës s_k që kursejnë për t'a investuar në kapitalin fizik. Kapitali human zhvlerësohet me normën e zhvlerësimit δ_h ndërsa ai fizik me normën e zhvlerësimit δ_k . Duke ruajtur supozimet e tjera të modelit Solow dhe duke ndjekur të njëjtin arsyetim mund të përcaktohet ekuilibri i gjendjes së qëndrueshme nëpërmjet raporteve efektive të kapitalit human dhe atij fizik (k^* , h^*) që kënaqin ekuacionet:

$$s_k f(k^*, h^*) - (\delta_k + g + n)k^* = 0 \quad (2.16)$$

$$s_h f(k^*, h^*) - (\delta_h + g + n)h^* = 0 \quad (2.17)$$

Matematikisht mund të provohet se ky ekuilibër është unik.

Në ekuilibër të ardhurat për punëtor, kapitali fizik për punëtor dhe kapitali human për punëtor rriten me normën ekzogjene të progresit teknologjik. Një rritje në normën e investimit në kapitalin human nuk ndikon normën e rritjes së të ardhurave për punëtor në gjendjen e qëndrueshme por rrit nivelin e tyre. Ajo ndikon normën e rritjes gjatë periudhës së tranzicionit midis gjendjeve të qëndrueshme duke e rritur fillimisht normën e rritjes, e cila vjen duke rënë derisa arrijn normën e rritjes në gjendjen e mëparshme të qëndrueshme kur ekonomia arrijn gjendjen e re të qëndrueshme. Për më tepër, e ardhura për punëtor në gjendjen e qëndrueshme ndikohet pozitivisht nga normat e investimit në kapitalin human dhe kapitalin fizik dhe negativisht nga norma e rritjes së popullsisë.

Te modeli Solow i zgjeruar elasticiteti i nivelit të të ardhurave ndaj normës së investimit është më i lartë se në modelin origjinal Solow. Kjo ndodh sepse rritja e normës së kursimit për t'u investuar në kapitalin fizik rrit jo vetëm k^* por edhe h^* pavarësisht se s_h ngelet konstante. E njëjta gjë vlen edhe kur rritet s_h . Por ashtu si te modeli origjinal Solow norma e rritjes afatgjatë është e barabartë me normën ekzogjene të progresit teknologjik.

Modeli mund të përdoret për të kuptuar diferencat në të ardhurat për punëtor [si tregues i të ardhurave për frymë] të vendeve të ndryshme.

Pikërisht Mankiw, Romer dhe Weil përdorën një funksion prodhimi Cobb-Douglas të zgjeruar me kapitalin human për të shpjeguar diferencat në të ardhurat për frymë midis vendeve.

Funksioni agregat i prodhimit Cobb-Douglas është një nga funksionet e prodhimit më të përdorur në makroekonomi jo vetëm për shkak të lehtësisë në përdorim por edhe sepse jep një përafrim të mirë të realitetit. Formulimi i tij morri shkas nga një observim i kujdesshëm nga ekonomisti Paul Douglas që shpërndarja e të ardhurës kombëtare midis zotëruesve të punës dhe zotëruesve të kapitalit kishte qënë përafërsisht konstante për SHBA për një periudhë të gjatë kohe. Edhe të dhënat më të fundit janë në përputhje me funksionin e prodhimit Cobb-Douglas me të ardhurat nga kapitali rreth 0.3 të të ardhurës kombëtare.

Ai mund të paraqitet si

$$Y_t = F(K_t, L_t, A_t) = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (2.18)$$

ku α përfaqëson pjesën e të ardhurës kombëtare që u takon zotëruesve të kapitalit dhe $0 < \alpha < 1$. $(1 - \alpha)$ tregon pjesën e të ardhurës kombëtare që marrin zotëruesit e punës.

Mankiw, Romer dhe Weil u nisën nga ky funksion për të shpjeguar diferencat në të ardhurën për frymë për 195 vende dhe meqë rezultatet nuk ishin të kënaqshme i shtuan edhe kapitalin human.

Mankiw et. al (1992) e ballafaquan modelin Solow me të dhënat për 195 vende të ndara në tre zgjedhje për periudhën 1960-1985 për të parë se sa mirë ai përputhej me faktet. Duke supozuar çdo vend si një ekonomi të izoluar në gjendje të qëndrueshme në 1985, një funksion prodhimi Cobb-Douglas me progres teknologjik të rritjes së punës të shprehur në trajtën $Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha}$ ku $0 < \alpha < 1$ dhe koha t e vazhdueshme, L dhe A që rriten përkatësisht me normat ekzogjene n dhe g të cilat janë të pavarura nga faktorë specifikë të vendeve që zhvendosin funksionin e prodhimit, s (pjesa e të ardhurës që kursehet dhe investohet) konstante, g dhe δ (norma e zhvlerësimit të kapitalit fizik) konstante ku $g = 0.02$ dhe $\delta = 0.03$, nivele fillestare teknologjike të ndryshme midis vendeve ku $\ln A(0) = a + \epsilon$ ata shprehën të ardhurën për punëtor në gjendjen e qëndrueshme në një kohë të dhënë si

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \alpha + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n + g + \delta) + \epsilon \quad (2.19)$$

Pasi llogaritën n si norma mesatare e rritjes së popullsisë në moshë pune (15-65 vjeç) për periudhën 1960-1985, s si norma mesatare e investimeve reale në PBB real po për këtë periudhë, Y/L si PBB real në 1985 pjesëtuar me popullsinë me moshë pune në këtë periudhë dhe për $n + g = 0.05$ të dhënë përdorën metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël (OLS) për të përcaktuar vlerën e α .

Meqë modeli Solow supozon që faktorët e prodhimit paguhen sa produkti marxhinal i tyre ai parashikon jo vetëm shenjën por edhe madhësinë e koeficientëve të $\ln(s)$ dhe $\ln(n + g + \delta)$. Modeli nënkupton elasticitetet të të ardhurës për frymë kundrejt s afërsisht prej 0.5 dhe kundrejt $n + g + \delta$ afërsisht prej -0.5. Për këtë arsye ekuacioni (2.19) u vlerësua pa dhe me kufizimin që koeficientët e $\ln(s)$ dhe $\ln(n + g + \delta)$ kanë madhësi të njëjtë dhe shenjë të kundërt. Rezultatet e regresionit mbështesnin parashikimet e modelit Solow në lidhje me shenjën e ndikimit të normës së kursimit dhe normës së rritjes të popullsisë në të ardhurën për frymë por madhësitë e ndikimit të këtyre variablave në të ardhurën për frymë janë shumë më të mëdha se ato që parashikon modeli Solow. Koeficientët që rezultojnë nënkuptojnë një $\alpha \approx 2/3$ që shumë më të madhe se pjesa e të ardhurës kombëtare që i takon zotëruesve të kapitalit që është rreth 1/3. Për $\alpha \approx 1/3$ ulet së tepërmi aftësia e dy variablave të mësipërm për të shpjeguar ndryshimin në të ardhurën për frymë (koeficienti R^2 ulet ndjeshëm). Rezultatet me të dhëna të përditësuara nënkuptojnë sërish një α mjaft më të lartë se vlera e pritshme nga modeli prej rreth 1/3 (Acemoglu 2009).

Meqë modeli Solow nuk ishte plotësisht i suksesshëm Mankiw, Romer dhe Weil e zgjeruan atë duke përfshirë edhe kapitalin human si faktor prodhimi.

$$Y(t) = K(t)^\alpha H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\alpha-\beta} \quad (2.20)$$

ku H është gjendja [stoku] e kapitalit human, α , β dhe $1 - \alpha - \beta$ matin elasticitetin e prodhimit kundrejt faktorëve përkatës ndërsa variablat e tjerë janë si më sipër. Ata supozuan që $\alpha + \beta < 1$ dhe që prodhimi mund të përdoret për konsum, investim në kapital fizik apo investim në kapital human. Për më tepër kapitali human zhvlerësohet me të njëjtën normë si kapitali fizik. s_k është pjesa e të ardhurës që investohet në kapitalin fizik dhe s_h pjesa që investohet në kapitalin human.

E ardhura për punëtor në gjendjen e qëndrueshme jepet nëpërmjet ekuacionit:

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right) = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n + g + \delta) \quad (2.21)$$

Për të vlerësuar koeficientët e këtij ekuacioni autorët e kufizojnë investimin në kapitalin human vetëm te investimi në edukim. Ata përdorin një variabël që mat përafërsisht pjesën e popullsisë me moshë pune që është në shkollë të mesme si tregues të akumulimit të kapitalit human (s_h).

Rezultatet e regresionit tregojnë që përfshirja e akumulimit të kapitalit human si një variabël shpjegues shtesë [megjithëse nëpërmjet një treguesi jo të përsosur] i mundëson modelit Solow të zgjeruar të shpjegojë rreth 80% të ndryshueshmërisë të të ardhurave për frymë midis vendeve për vlera të nënkuptuara të α dhe β të pranueshme prej afërsisht 1/3 për secilën. Për të dhëna të përditësuara vlerat e α dhe β ngelen të arsyeshme megjithëse R^2 i korrigjuar ulet pak (Acemoglu 2009). Pra mbështetur në të dhënat ky model sugjeron që pjesa kryesore e ndryshimit në të ardhurën për frymë midis vendeve shpjegohet nga normat e ndryshme të kursimit, ndryshimi në shkollim dhe normat e ndryshme të rritjes të popullsisë ndërsa ndryshimet në teknologji luajnë një rol të vogël. Autorët sugjerojnë një

funksion prodhimi që përputhet me rezultatet empirike të trajtës $Y = K^{1/3}H^{1/3}L^{1/3}$ (Mankiw et. al 1992).

2.3 Modelet Endogjene të Rritjes

Modelet endogjene të rritjes përpiqen të endogjenizojnë faktorët përcaktues të rritjes ekonomike në mënyrë që rritja ekonomike të përcaktohet brenda modelit. Mund të dallohen dy qasje në varësi të parashikimeve që bëjnë për përcaktuesit e rritjes ekonomike afatgjatë. Qasja e parë e përfaqësuar nga modeli i Lucas sugjeron që norma e akumulimit të kapitalit human është përcaktuesi i rritjes ekonomike ndërsa qasja e dytë e përfaqësuar nga modeli i Romer sugjeron që gjendja [stoku] e kapitalit human është përcaktuesi i rritjes ekonomike. Në modelet endogjene të rritjes kapitali human luan rol thelbësor por ai ndikon rritjen në mënyra të ndryshme.

2.3.1 Modeli i Lucas

Në modelin e Lucas kapitali human hyn në funksionin e prodhimit duke rritur produktivitetin e punës. Modeli ruan disa nga supozimet e modelit Solow, në veçanti natyrën e mbyllur të ekonomisë në shqyrtim dhe rritjen e popullsisë si dhe forcën së punës me një normë kostante ekzogjene λ por në dallim nga modeli Solow këtu nënkuptohen dy sektorë prodhimi, një për të mirat e konsumit dhe të mirat kapitale dhe një për kapitalin human dhe për më tepër teknologjia supozohet konstante. Në këtë model ka dy lloje kapitali që janë kapitali fizik dhe kapitali human. Për krijimin e kapitalit human nevojitet vetëm kapital human dhe për më tepër kapitali human nuk zhvlerësohet. Çdo punëtor zotëron një nivel të caktuar kapitali human dhe e ndan kohën jo të lirë në dispozicion në pjesën që i dedikohet prodhimit aktual $u(h)$ dhe pjesën që i dedikohet akumulimit të kapitalit human $1 - u(h)$. Kapitali human i një individi për Lucas (1988) është “thjesht niveli i përgjithshëm i aftësive të tij”. Për më tepër ai bën dallimin midis efektit të brendshëm të kapitalit human dhe efektit të jashtëm të tij. Efekti i brendshëm është rritja e produktivitetit të individit që investon në zotërimin e aftësive ndërsa efekti i jashtëm është rritja e produktivitetit të individëve të tjerë që vjen si pasojë e ndërveprimit midis njerëzve që mundëson shpërhapjen e aftësive. Forca efektive e punës është shuma e orëve të punës të ponderuara me aftësitë që i kushtohet prodhimit aktual. Të gjithë punëtorët në këtë ekonomi janë identikë pra kanë të njëjtin nivel aftësish h dhe marrin të njëjtat vendime konsumi dhe shpërndarjeje të kohës jo të lirë për të maksimizuar dobinë gjatë jetës së tyre. Vendimet e konsumit ndikojnë akumulimin e kapitalit fizik ndërsa vendimet për shpërndarjen e kohës jo të lirë ndikojnë akumulimin e kapitalit human. Për më tepër norma e akumulimit të kapitalit human varet nga përpjekjet për akumulimin e tij (koha e dedikuar) pavarësisht nivelit të arritur të tij. Ky supozim është qëndror për modelin e Lucas dhe ai e mbështet atë në studimin e Rosen (1976). Kapitali human nuk ka kthime zbritëse. Funkzioni i prodhimit i sugjeruar nga Lucas mund të shprehet:

$$Y(t) = AK(t)^\beta [u(t)h(t)L(t)]^{1-\beta} h_a(t)^\gamma \quad (2.22)$$

ku Y , A , K , L përfaqësojnë respektivisht të ardhurat (niveлин e prodhimit total), nivelin e teknologjisë, nivelin e kapitalit fizik dhe forcën e punës. t është tregues i kohës, u tregon pjesën e kohës jo të lirë që i kushtohet punës, h është niveli i kapitalit human të çdo

punonjësi dhe h_a mat nivelin mesatar të kapitalit human ndërsa $h_a(t)$ përfshin efektin e jashtëm të kapitalit human. uL është forca efektive e punës ndërsa β mat kontributin e kapitalit fizik.

Norma e rritjes së kapitalit human jepet nëpërmjet funksionit linear:

$$\frac{\dot{h}(t)}{h(t)} = \delta[1 - u(t)] \quad (2.23)$$

ku $\dot{h}(t) = \frac{dh(t)}{dt}$ dhe δ mat normën maksimale të mundshme të rritjes të kapitalit human. Kthimet konstante ndaj stokut të kapitalit human $h(t)$ mundësojnë rritjen e tij pa kufij duke luajtur në këtë model të njëjtin rol që luan progresi teknologjik ekzogjen te modeli Solow. Në këtë model motori i rritjes ekonomike afatgjatë është pikërisht norma e rritjes së kapitalit human. Këtu prania e efekteve të jashtëm të kapitalit human nuk përbën një kusht të domosdoshëm për rritjen e qëndrueshme. Ajo ndikon në përcaktimin e vetive të gjendjes së qëndrueshme.

2.3.2 Modeli i Romer

Në modelin e Romer kapitali human hyn në funksionin e prodhimit si përcaktues i progresit teknologjik duke ruajtur supozimin e modelit Solow që rritja ekonomike afatgjatë ndodh pikërisht në sajë të progresit teknologjik. Në dallim nga modelet ekzogjene të rritjes ku progresi teknologjik është një kuti e zezë këtu bëhen përpjekje serioze për t'a kuptuar atë.

Nelson dhe Phelps (1966) ishin të parët që sugjeruan një rol të rëndësishëm të kapitalit human në adoptimin e teknologjisë më të përparuar.

Në studimin e tyre autorët sugjerojnë që shkollimi ndihmon progresin teknologjik sepse përshpejton aplikimin e teknologjive më të përparuara.

Ata supozojnë një funksion agregat prodhimi me dy faktorë prodhimi që janë puna dhe kapitali fizik dhe progres teknologjik të llojit rritës së punës [Harrod neutral]. Pra funksioni i tyre i prodhimit mund të shprehet:

$$Y(t) = F[K(t), A(t)L(t)] \quad (2.24)$$

ku $A(t)$ është niveli mesatar i teknologjisë. Ata futin edhe kuptimin e nivelit teorik të teknologjisë $T(t)$ që përcaktohet si niveli më i mirë i teknologjisë në dispozicion nëse shpërhapja e teknologjisë do të ishte e menjëhershme. Ky nivel supozohet të përmirësohet me një normë ekzogjene eksponenciale konstante λ , pra

$$T(t) = T_0 e^{\lambda t}, \quad \lambda > 0 \quad (2.25)$$

Autorët ndërtojnë dy modele që lidhin nivelin aktual të teknologjisë me nivelin teorik të saj dhe nivelin e kapitalit human të matur nëpërmjet shkollimit. Modeli i parë që është edhe më i thjeshtë ka formën:

$$A(t) = T(t - w(h)), \quad w'(h) < 0 \quad (2.26)$$

Ai nënkupton që niveli aktual i teknologjisë është i barabartë me nivelin teorik të teknologjisë w vite më parë ku koha e nevojshme për implementimin e nivelit teorik të teknologjisë është funksion zbritës i kapitalit human. Pra sa më i madh niveli i kapitalit human matur nëpërmjet shkollimit aq më pak kohë nevojitet për të adoptuar teknologjitë më të përparuara dhe rrjedhimisht aq më i lartë niveli aktual i teknologjisë (Nelson dhe Phelps 1966). Ashtu siç theksojnë Nelson dhe Phelps ky model është larg të qenit realist sepse nuk merr në konsideratë përfitueshmërinë e teknologjisë të re ende të

paimplementuar dhe supozon që rritja e edukimit zhduk vonesën menjëherë, gjë që nuk është shumë e arsyeshme.

Prandaj ata paraqitin edhe një modeli më realist që shprehet:

$$\frac{A(t)}{A(t)} = \Phi(h) \left[\frac{T(t)-A(t)}{A(t)} \right], \quad \Phi(0) = 0, \quad \Phi'(h) > 0 \quad (2.27)$$

Ky model sugjeron që norma e përmirësimit të teknologjisë aktuale përcaktohet nga hendeku midis nivelit teorik dhe nivelit aktual të teknologjisë si dhe nivelit të kapitalit human. Pra sa më i madh niveli i kapitalit human aq më e aftë është ekonomia për të adoptuar teknologjitë më të reja.

Pra Nelson dhe Phelps fokusohen te roli i kapitalit human të vendeve më pak të zhvilluara në zvogëlimin e hendekut teknologjik midis tyre dhe vendeve udhëheqës në fushën e inovacionit. Modelet e tyre mund të jenë të përshtatshme për të shpjeguar rritjen ekonomike në vendet në zhvillim të cilët mbështeten kryesisht në teknologjinë e importuar nga vendet e zhvilluara por ato nuk shpjegojnë dot rritjen ekonomike në vendet e zhvilluara lider në krijimin e teknologjive të reja. Autorët e konsiderojnë normën e progresit teknologjik si variabël ekzogjen sepse nuk bëjnë përpjekje për të kuptuar zhvillimin e nivelit teorik të teknologjisë. Në dallim Romer (1990) përpriqet të shpjegojë procesin e krijimit të teknologjive të reja duke e parë progresin teknologjik si rezultat të aktiviteteve ekonomike të qëllimshme që ndikohen nga nxitjet ekonomike.

Modeli i Romer përbëhet nga katër agjentë ekonomikë: konsumatorët, firmat e kërkim-zhvillimit, firmat që prodhojnë të mira kapitale dhe firmat që prodhojnë të mira përfundimtare.

Konsumatorët

Konsumatorët zotërojnë punën dhe kapitalin human. Kapitali human supozohet i ndarë nga puna. Puna përfshin aftësitë bazë për punë që zotëron një punëtor i shëndetshëm ndërsa kapitali human mat aftësitë e zotëruara si pasojë e shkollimit dhe trajnimit në punë. Popullsia dhe forca e punës si dhe stoku i kapitalit human dhe oferta e tij supozohen konstante. Konsumatorët marrin vendime për konsumin dhe sektorin ku do t'a ofrojnë kapitalin human.

Firmat e kërkim-zhvillimit

Firmat e kërkim-zhvillimit përdorin kapitalin human e angazhuar në sektorin e kërkim-zhvillimit (H_A) dhe njohuritë ekzistuese për të prodhuar njohuri të reja që materializohen në projekte (skica). Çdo projekt i prodhuar përfaqëson njohuri të re që u shitet firmave që prodhojnë të mira kapitale. Gjendja [stoku] e njohurisë në dispozicion matet si shumë e projekteve dhe ajo mund të rritet pa kufij meqë ka ekzistencë të pavarur nga individi.

Firmat që prodhojnë të mira kapitale

Firmat që prodhojnë të mira kapitale përdorin projektin e blerë dhe η njësi produkti përfundimtar të kursyer për të prodhuar 1 njësi të të mirës kapitale që u jepet me qera firmave që prodhojnë të mira përfundimtare. Pra njohuria e re materializohet në të mira kapitale të reja ku çdo e mirë kapitale prodhohet vetëm nga një firmë e këtij sektori që ble të drejtën e pronësisë për përdorimin e projektit. Teknologjia e prodhimit që përdoret prej tyre është e njëjtë me atë të përdorur nga firmat që prodhojnë produkte përfundimtare.

Firmat që prodhojnë të mira përfundimtare

Firmat që prodhojnë të mira përfundimtare përdorin punën, kapitalin human e angazhuar në këtë sektor (H_Y) dhe të mirat kapitale që kanë të trupëzuar nivelin aktual të njohurive (teknologjisë) për të prodhuar të mira përfundimtare të cilat mund të konsumohen ose kursehen.

Funksioni agregat i prodhimit Cobb-Douglas për këtë ekonomi mund të shprehet:

$$Y = H_Y^\alpha L^\beta \sum_{i=1}^A x_i^{1-\alpha-\beta} \quad (2.28)$$

ku H_Y është kapitali human i përdorur në sektorin e prodhimit të të mirave përfundimtare, L është forca e punës e matur nga numri i punëtorve, i është e mira kapitale e $i^{\text{të}}$ që ka të tupëzuar një pjesë të stokut aktual të njohurive (teknologjisë). Të mirat kapitale kanë efekte të veçanta shtuese në prodhimin përfundimtar çka nënkupton që të mirat kapitale të reja nuk janë zëvendësuese të të mirave kapitale ekzistuese.

Kapitali human total dhe kapitali fizik total mund të shprehen përkatësisht:

$$H = H_Y + H_A \quad (2.29)$$

$$K(t) = Y(t) - C(t) = \eta \sum_{i=1}^A x_i \quad (2.30)$$

ku t është tregues i kohës dhe $Y(t)$ dhe $C(t)$ janë respektivisht prodhimi përfundimtar dhe konsumi në kohën t .

Për thjeshtësi supzohet që të mirat kapitale nuk zhvlerësohen.

Në këtë model njohuria përfaqëson një të mirë jo rivale pjesërisht të përjashtueshme. Supozohet që të gjithë personat e përfshirë në kërkim-zhvillim kanë akses të plotë ndaj stokut të njohurive ekzistuese.

Romer supozon që njohuritë e reja prodhohen sipas ekuacionit:

$$\dot{A} = \delta H_A A \quad (2.31)$$

ku $\dot{A} = \frac{dA(t)}{dt}$ tregon normën e gjenerimit të njohurive të reja, H_A është kapitali human total i përfshirë në kërkim-zhvillim, A është niveli ekzistues i njohurive ndërsa δ mat produktivitetin e kapitalit human që punon në kërkim-zhvillim. Sipas tij supozimet e nënkuptuara të ekuacionit të mësipërm janë:

- Rritja e kapitalit human që punon në kërkim-zhvillim rrit normën e prodhimit të njohurive të reja.
- Rritja e stokut ekzistues të njohurive rrit produktivitetin e individëve të punësuar në kërkim-zhvillim.
- Funksioni është linear në secilën prej H_A dhe A kur tjetra qëndron konstante.

Është pikërisht lineariteti në A që mundëson rritjen ekonomike të qëndrueshme.

Njohuritë e reja jo vetëm që mundësojnë prodhimin e të mirave kapitale të reja të cilat rritin prodhimin përfundimtar por ato rritin edhe stokun ekzistues të njohurive duke rritur kështu produktivitetin e personave që punojnë në sektorin e kërkim-zhvillimit.

Përfitimet nga projektet e reja që shndërrohen në të mira kapitale merren vetëm prej firmave përkatëse që prodhojnë të mira kapitale ndërsa përfitimet nga njohuritë e reja që i shtohen stokut të njohurive ekzistuese mund t'i marrin të gjithë personat e angazhuar në kërkim-zhvillim.

Tregu ku tregëtohen projektet është konkurrues. Të gjitha firmat që duan të blejnë një projekt e marrin çmimin e tij dhe normën e interesit të tregut si të dhënë. Konsumatorët gjithashtu e marrin çmimin e projektit, normën e interesit të tregut si dhe pagën për kapitalin human në sektorin e prodhimit të të mirave përfundimtare si të dhëna. Firmat që blejnë projektet operojnë në kushtet e konkurrencës monopolistike. Ato vendosin çmimet e të mirave kapitale për të maksimizuar fitimet. Firmat që prodhojnë të mirat përfundimtare gjithashtu synojnë të maksimizojnë fitimin. Ato bazohen te kriteri i maksimizimit të fitimit kur përcaktojnë sasinë x_i për çdo të mirë kapitale që përdorin.

Ekuilibri ku A , K dhe Y rriten me të njëjtën normë karakterizohet nga ekuacioni:

$$g = \frac{\dot{C}}{C} = \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{A}}{A} = \delta H_A \quad (2.32)$$

ku g është norma e përbashkët e rritjes për variablat e mësipërm.
Ekuacioni nënkupton që norma e rritjes varet nga niveli i kapitalit human në sektorin e kërkim-zhvillimit. Sa më i madh stoku i kapitalit human që punon në këtë sektor aq më e lartë norma e rritjes ekonomike. Modeli Romer në dallim nga modelet e paraqitur nga Nelson dhe Phelps duket më i përshtatshëm për të shpjeguar rritjen ekonomike në vendet e zhvilluara që janë udhëheqëse në fushën e inovacionit. Si te modeli i Lucas edhe këtu kapitali human është katalizator i rritjes së qëndrueshme por në dallim nga ai rritja ekonomike këtu përcaktohet nga niveli jo nga norma e akumulimit të kapitalit human.

2.4 Konkluzione

Modelet e ndryshme të rritjes ekonomike të trajtuara më sipër pavarësisht dallimeve bien dakort që rritja ekonomike afatgjatë vjen nga përmirësimi i teknologjisë dhe akumulimi i kapitalit human (Dornbusch et al. 2008). Por kapitali human që përfaqëson njohuritë dhe aftësitë e individëve dhe që luan një rol të rëndësishëm në teorinë e rritjes nuk matet në mënyrë të përshtatshme. Variablat që përdoren si matës të kapitalit human [përgjithësisht norma e regjistrimit në shkollë apo vitet e shkollimit] janë larg të qënit perfektë sepse fokusohen vetëm te shkollimi formal duke mos marrë në konsideratë tregues të tjerë të rëndësishëm të kapitalit human si shëndeti apo trajnimi në punë. Për më tepër, ato lenë jashtë cilësinë e shkollimit që mund të jetë më e rëndësishme se sasia e tij.

Gjithashtu modelet endogjene të rritjes ndonëse të krijuara më vonë nuk duket të jenë superiorë krahasuar me modelet ekzogjene në shpjegimin e realitetit (Rao 2008). Megjithatë sipas Rao dhe Cooray (2009) modelet endogjene të rritjes janë të nevojshëm për të identifikuar përcaktuesit kryesorë të rritjes ekonomike afatgjatë.

Acemoglu (2009) beson që për të kuptuar procesin e rritjes ekonomike nuk është i mjaftueshëm shpjegimi që bazohet te rritja e faktorëve të prodhimit dhe progresi teknologjik por duhet të kuptohen përcaktuesit e tyre që ai i quan “shkaqe themelore” të rritjes ekonomike. Ai i grupon shkaqet themelore në katër kategori: fati, gjeografia, kultura dhe institucionet.

Fati përfshin faktorë rastësorë që mund të bëjnë që vende të njëjta në të gjitha aspektet e tjera të kenë performancë ekonomike të ndryshme. Acemoglu beson që ka pak gjasa që fati të mund të shpjegojë trajektoret e ndryshme të zhvillimit të vendeve të ndryshme.

Me gjeografi Acemoglu (2009) nënkupton “të gjithë faktorët që u imponohen individëve si pjesë e ambientit fizik, gjeografik dhe ekologjik në të cilin ata jetojnë”. Prania e burimeve të rëndësishme, klima e përshtatshme dhe faktorë të tjerë të favorshëm gjeografikë mund të luajnë një rol të rëndësishëm në rritjen ekonomike duke bërë që disa vende të gëzojnë standard më të lartë jetese në një masë të konsiderueshme në sajë të tyre.

Kultura gjithashtu mund të luajë një rol të rëndësishëm në rritjen ekonomike. Në këtë kategori Acemoglu (2009) ka parasysh “besimet, vlerat dhe preferencat që ndikojnë sjelljen ekonomike individuale”. Sipas tij kultura është një përcaktues i rëndësishëm i nxitësve dhe mund të ndikojë midis të tjerash strukturën e tregut, normën e kursimit dhe shkallën e besimit në një shoqëri. Shoqëri të ndryshme duke pasur kultura të ndryshme mund të kenë dhe rezultate ekonomike të ndryshme. Kultura ka lidhje të ngushtë me institucionet dhe mund të konsiderohet një plotës i tyre.

Acemoglu (2009) e përdor termin institucione në një kuptim shumë të gjerë duke përfshirë në këtë klasë “rregullat, rregulloret, ligjet dhe politikat që ndikojnë nxitësat për të investuar në teknologji, kapital fizik dhe kapital human”. Institucionet dallohen nga tri kategoritë e tjera sepse shoqëria mund t’i reformojë për të shpërblyer veprimtari të caktuara ekonomike. Kultura ndonëse mund të ndikohet nga shkollimi është mjaft më e vështirë se institucionet për t’u ndryshuar. Acemoglu mbështet fort idenë se ndonëse katër kategoritë e mësipërme të faktorëve themelorë mund të plotësojnë njëra-tjetrën institucionet janë më të rëndësishmit dhe për më tepër brenda këtij grupi disa janë më të rëndësishëm se të tjerët. Duke pasur parasysh këtë ai i ndan institucionet në institucione ekonomike dhe institucione politike. Institucionet politike kanë të bëjnë me “rregullat dhe rregulloret që ndikojnë vendimmarrjen politike” dhe ato përcaktojnë institucionet ekonomike të cilët përfshijnë “strukturën e të drejtave të pronësisë, praninë dhe (mirë ose keq) funksionimin e tregjeve dhe mundësitë kontraktuale të disponueshme për individët dhe firmat”. Brenda nënklasës të institucioneve ekonomike ai fokusohet te institucionet kontraktuese dhe institucionet e të drejtave të pronësisë. Me institucione kontraktuese ai kupton të gjitha institucionet që “mbështesin kontratat private” ndërsa me institucione të të drejtave të pronësisë ai u referohet institucioneve që mbrojnë të drejtat pasurore të qytetarëve nga “fuqia e elitave, politikanëve, dhe grupeve të privilegjuar”. Acemoglu (2009) thekson që ka një dallim të rëndësishëm konceptual midis këtyre dy nënkategorive sepse “ndërsa institucionet kontraktuese rregullojnë marrëdhëniet horizontale në një shoqëri midis qytetarëve të zakonshëm, institucionet e të drejtave të pronësisë kanë të bëjnë me marrëdhëniet vertikale”. Mbështetur te të dhëna empirike ai sugjeron që institucionet e të drejtave të pronësisë kanë ndikim më të rëndësishëm se institucionet kontraktuese në rritjen ekonomike dhe standardin e jetesës.

3 Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Literatura e mëparshme

3.1 Hyrje

Teorikisht nuk mund të përcaktohet roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës sepse ndikimi i tyre në rritjen ekonomike mund të realizohet nëpërmjet disa mënyrave. Dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë njëkohësisht disa variabla të ndërmjetëm përcaktues të rritjes ekonomike. Këto transferta mund të kenë efekte të ndryshme në këta variabla të ndërmjetëm, të cilët nga ana e tyre nuk luajnë të njëjtin rol në rritjen ekonomike. Për rrjedhojë, evidenca empirike është e domosdoshme për të hedhur dritë mbi natyrën e kësaj lidhjeje. Studimet empirike janë përpjekur të rritin të kuptuarit e rolit të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike por rezultatet e tyre nuk janë unanime. Kjo ka bërë që të vazhdojë ende debati për rolin që këto transferta luajnë në rritjen ekonomike të vendit marrës. Në këtë kapitull paraqitet literatura ekzistuese teorike dhe empirike për rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Në seksionin 3.2 trajtohet roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike nga një këndvështrim teorik. Seksioni 3.3 përmbledh studimet empirike që analizojnë lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike duke shqyrtuar fillimisht studimet për grupe vendesh dhe më pas studimet për vende të veçanta. Seksioni 3.4 paraqet përfundimet e arritura.

3.2 Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Eksplorimi i lidhjeve

Ka një konsensus të gjerë midis studiuesve që përkufizimi më i plotë i dërgesave të emigrantëve është ai i përdurur nga FMN. Dërgesat e emigrantëve të përkufizuara sipas FMN përfshijnë 3 komponentë: dërgesa të punëtorëve emigrantë, kompensimi i punonjësve dhe transferimet e migrantëve.

- 1) Dërgesa të punëtorëve emigrantë janë para të dërguara nga punëtorët migrantë që punojnë në vendin pritës për më shumë se 1 vit marrësve [familjarë dhe miq] në vendin orgjinë.
- 2) Kompensimi i punonjësve janë para të dërguara marrësve në vendin orgjinë nga punonjës të përkohshëm [që punojnë jashtë vendit orgjinë për më pak se një vit].
- 3) Transferimet e migrantëve përfaqësojnë pasurinë neto të migrantëve që pritet të qëndrojnë në vendin pritës për më shumë se 1 vit.

Si transferta private ato zakonisht janë mjaft mirë të lidhura me nevojat e marrësve të tyre.

Po cilat janë motivet që i shtyjnë emigrantët të kryejnë transferta të tilla?

Chami et al. (2008) besojnë që të kuptuarit e motiveve mbrapa dërgesave të emigrantëve është i nevojshëm për të qartësuar ndikimin ekonomik të dërgesave të emigrantëve në ekonominë e vendit marrës sepse motivet luajnë një rol të rëndësishëm në përcaktimin e shumës dhe kohës të dërgesave të emigrantëve si dhe në përdorimet e këtyre fondeve.

Autorët sugjerojnë që ka tri aspekte që së bashku përcaktojnë dërgesat e emigrantëve. Analiza e tyre është e para që jo vetëm i identifikon qartësisht këto aspekte po edhe i lidh ato me njëra-tjetrën. Këto tri aspekte janë: motivimi për dërgesa të emigrantëve, përdorimi i synuar i dërgesave të emigrantëve, dhe përdorimi përfundimtar i dërgesave të emigrantëve.

Chami et al. (2008) identifikojnë dy motive themelore për dërgesat e emigrantëve: altruizmi dhe shkëmbimi për interes vetjak ose shkurt shkëmbimi.

Altruizmi motivon dërgesa të emigrantëve sepse dërguesi kujdeset për mirëqënien e anëtarëve të familjes në vendin orgjinë. Ai siguron dobi nga konsumi i marrësit, i cili pjesërisht vjen për shkak të këtyre transfertave.

Shkëmbimi motivon dërgesa të emigrantëve sepse dërguesi rrit dobinë e tij duke shkëmbyer dërgesa të emigrantëve me të mira dhe shërbime që i japin atij dobi.

Kur dërgesat e emigrantëve motivohen nga motivi i shkëmbimit dërguesi ose dërguesi së bashku me marrësin përcaktojnë përdorimin e synuar të dërgesave të emigrantëve.

Chami et al. (2008) bazuar në qëllimin ekonomik të përdorimeve të synuara dallojnë midis dy përdorimeve kryesore të synuara: ndarja e riskut [sigurimi] dhe ndryshimi i drejtëzës ndërkohore të konsumit [konsumi, kursimi, dhe investimi].

Ata sugjerojnë që marrësit e dërgesave të emigrantëve në momentin kur ata marrin paratë e dërguara janë përgjegjës për përdorimin e tyre në përputhje me përdorimin e synuar.

Përdorimi përfundimtar i dërgesave të emigrantëve tregon përse përdoren paratë e dërguara. Sigurisht që ato përfundojnë të përdorura në një ose disa alternativa. Përdorimi përfundimtar i dërgesave të emigrantëve mund të mos përputhet ekzaktësisht me përdorimet e tyre të synuara sepse për shkak të informacionit asimetrik dërguesi nuk mund t'i diktojë marrësit përdorimet përfundimtare të tyre. Dërguesi vazhdimisht përshtat sjelljen e tij në lidhje me dërgimin e fondeve të tilla në varësi të përputhjes midis përdorimeve të synuara dhe atyre përfundimtare.

Këta studiues gjithashtu argumentojnë që të tri aspektet e mësipërme përshkruajnë plotësisht sjelljen lidhur me dërgimin e këtyre fondeve. Për më tepër, ata besojnë që të dy motivet mund të bashkëjetojnë në të njëjtën kohë në një transaksion dërgimi fondesh të tilla.

Natyrisht që përfitimet më të dukshme të dërgesave të emigrantëve shkojnë tek marrësit e tyre. Shumica e dërgesave merren nga familjarët e emigrantëve që ndodhen në vendin orgjinë. Dërgesat e emigrantëve përbëjnë një burim të rëndësishëm të ardhurash për shumë prej këtyre familjeve. Këto fonde shtesë rritin të ardhurat familjare dhe zbusin kufizimet e kreditit për familjet marrëse që përballen me kufizime të tilla [është e arsyeshme të supozohet që shumica e familjeve që dërgojnë emigrantë i përkasin kësaj kategorie]. Kjo e ardhur shtesë si çdo e ardhur tjetër “ndahet” midis konsumit aktual dhe kursimit.

Një pjesë e konsiderueshme e parave të dërguara nga emigrantët ka shumë të ngjarë të përdoret për financimin e nevojave themelore të jetës së përditshme si ushqimi dhe veshjet duke i lejuar marrësit të ruajnë ose rritin standardin e tyre të jetesës.

Gjatë periudhave të vështira kur familja mund të përballlet me “goditje” të ndryshme që mund të bëjnë të pakësohet apo të humbasë tërësisht një pjesë e të ardhurave të familjes e siguruar nga burime të tjera, dërgesat e emigrantëve mund të ndihmojnë në ruajtjen e konsumit duke luajtur një rol tejet të rëndësishëm në zbutjen e varfërisë. Ky efekt i tyre pranohet gjerësisht nga studiuesit.

Një pjesë e parave të marra mund të përdoret për të ripaguar borxhet e marra më parë ndërsa një pjesë tjetër mund të kursehet zakonisht duke blerë aktive financiare kryesisht në formën e depozitave bankare.

Pjesa tjetër e fondeve të dërguara nga emigrantët mund të “ndahet” midis disa përdorimeve produktive dhe joproduktive.

Një pjesë mund të përdoret për të financuar investime joproduktive si psh blerjen e truallit apo shtëpisë, riparimet dhe përmirësimet e shtëpisë apo blerjen e mallrave të luksit. Emigrantët zakonisht dërgojnë para për të blerë truall apo shtëpi kur ata kanë si qëllim të kthehen në vendin orgjinë në të ardhmen jo të largët.

Një pjesë e dërgesave të emigrantëve mund të përdoret në mënyrë produktive nga familjarët e emigrantëve. Zakonisht këto fonde shoqërohen me këshilla nga dërguesit që mund të kenë fituar eksperiencë të çmuar në vendin pritës që është dhe më i zhvilluar për mënyrën më të mirë të përdorimit të tyre.

Paratë e dërguara nga emigrantët mund të ndihmojnë familjarët e emigrantëve të fillojnë një biznes zakonisht sipërmarrje të vogël të drejtuar nga vetë ata ose mund të përbëjnë një burim të rëndësishëm financimi për një biznes të krijuar tashmë të drejtuar prej tyre. Biznesi ekzistues mund t'i përdorë këto fonde jo vetëm për të financuar kapitalin punues por gjithashtu edhe për investime afatgjata si makineri dhe pajisje të reja. Zakonisht pajisjet dhe makineritë e reja përdorin teknologji më të avancuar dhe ndihmojnë në rritjen e produktivitetit.

Këto fonde mund të përdoren gjithashtu për të financuar shkollimin duke u mundësuar familjeve marrëse ofrimin e mundësive më të mira të shkollimit për pjesëtarët e tyre më të rinj në moshë.

Megjithatë përfitimet e dërgesave të emigrantëve nuk kufizohen vetëm tek marrësit e tyre. Edhe familjet që nuk marrin dërgesa të emigrantëve mund të përfitojnë tërthorazi nga këto fonde hyrëse.

Siç u përmend më sipër një pjesë e parave mund të përdoren për të financuar kostot e fillimit të sipërmarrjeve të reja. Për më tepër, meqë një pjesë e parave shpenzohen në konsumin e mallrave të prodhuara në vend disa prodhues vendas mund të duhet të rritin prodhimin për të plotësuar kërkesën e rritur për produktet e tyre. Si krijimi i sipërmarrjeve të tjera ashtu edhe rritja e kapacitetit të prodhimit të atyre ekzistuese, drejtpërsëdrejti ose tërthorazi si rezultat i dërgesave të emigrantëve, ka të ngjarë që të krijojnë vende të reja pune në komunitetet lokale.

Duket sikur ka konsensus të gjerë midis studiuesve në lidhje me efektin e dërgesave të emigrantëve në zbutjen e varfërisë por opinionet nuk përputhen kur flitet për ndikimin e tyre në rritjen ekonomike të vendit marrës.

Shumica e studiuesve bien dakort që dërgesat e emigrantëve kanë potencialin për të luajtur një rol të rëndësishëm në zhvillimin ekonomik të vendit marrës por ndikimi i tyre në rritjen e ekonomike varet nga mënyra e përdorimit të tyre.

Parë nga një perspektivë teorike dërgesat e emigrantëve mund të ushtrojnë ndikim pozitiv në rritjen ekonomike afatgjatë kryesisht nëpërmjet kursimit dhe investimit në kapital fizik, kapital human dhe/ose përmirësime teknologjike, ose drejtpërsëdrejti nga marrësit ose tërthorazi nëse këto fonde kanalizohen nëpërmjet sistemit financiar që mund t'i bëjë ato të disponueshme për një gamë të gjerë investitorësh potencialë. Për shembull, Jongwanich (2007) sugjeron që ato mund të luajnë një rol të rëndësishëm në nxitjen e

rritjes ekonomike nëse përdoren për të rritur kapitalin fizik apo financojnë shkollimin dhe kujdesin shëndetësor.

Duke u shpenzuar për konsum aktual ato rrisin mirëqënien e marrësve por mund të kenë vetëm një ndikim të vogël në rritjen ekonomike afatgjatë sepse stabiliteti i konsumit mund të kontribuojë në stabilitetin ekonomik i cili nxit investimet. Ruajtja apo rritja e konsumit mund të ndikojnë pozitivisht edhe kapitalin human veçanërisht në familjet marrëse të këtyre dërgesave.

Kur dërgesat e emigrantëve përdoren për konsum mund të kontribuojnë tërthorazi në zhvillimin e kapitalit human nëpërmjet krijimit të parakushteve të favorshme për më shumë shkollim për fëmijët. Ndërsa shumë prej familjeve që dërgojnë migrantë jashtë vendit kanë kufizime krediti dërgesat e emigrantëve ofrojnë një mënyrë për të rritur konsumin e tyre aktual çka mund të reduktojë punën e fëmijëve sepse atyre nuk u duhet të punojnë më për të mbështetur familjet e tyre. Këta fëmijë mund të rikthehen në shkollë ku mund të fitojnë aftësi të nevojshme për një të ardhme më të mirë. Duke ndjekur të njëjtin arsyetim këto të ardhura shtesë gjithashtu mund të ndihmojnë në mbajtjen e fëmijëve në shkollë. Fëmijët që në rast të kundërt do të duhet të linin shkollën për të punuar tashmë nuk janë të detyruar t'a bëjnë këtë. Calero et al. (2008) për shembull, gjejnë që dërgesat e emigrantëve rritin regjistrimin në shkollë dhe pakësojnë punën e fëmijëve në Ekuador. Megjithatë nuk mund të thuhet pa asnjë dyshim që dërgesat e emigrantëve kontribuojnë pozitivisht për zhvillimin e kapitalit human sepse studime të tjera kanë arritur në konkluzione të kundërta.

Ekziston mundësia që këto dërgesa të luajnë rol negativ në zhvillimin e kapitalit human sepse ato mund të çojnë në uljen e përpjekjeve të shkollimit nga marrësit. Psh Hoxha Kalaj (2010) gjen ndikim negativ të dërgesave të emigrantëve në ndjekjen e shkollës nga fëmijët e emigrantëve në Shqipëri.

Duke ndihmuar në rritjen e konsumit aktual apo duke u përdorur për blerje shtëpie dhe përmirësime të shtëpisë dërgesat e emigrantëve mund të kontribuojnë në përmirësimin e shëndetit duke zhvilluar kështu kapitalin human.

Por kur ato përdoren për të financuar blerjen e shtëpisë ato mund të kenë pasoja negative për stabilitetin makroekonomik. Kërkesa e rritur për shtëpi për shkak të dërgesa të emigrantëve mund të nxisë inflacionin.

Përveç këtyre, dërgesat e emigrantëve mund të pakësojnë pjesëmarrjen në forcën e punës prej të rriturve në familjet marrëse sepse kjo e ardhur shtesë i lejon ata të ruajnë standardin e tyre të jetesës edhe nëse pakësojnë orët e punës. Nëse dërgesat e emigrantëve i nxisin marrësit të “konsumojnë” më tepër pushim dhe të punojnë më pak ato mund të kenë efekt të rëndësishëm negativ në rritjen ekonomike sepse mund të rezultojnë në pakësimin e punës dhe rrjedhimisht të prodhimit (Chami et al. 2003).

Për më tepër, disa studiues argumentojnë që dërgesat e emigrantëve duke përfaqësuar një hyrje fondesh në monedhë të huaj rezultojnë në vlerësimin e kursit real të këmbimit të monedhës vendase, fenomen i njohur si Dutch Disease (Lartey et al. 2008, Javaid 2011). Kjo mund të pengojë rritjen ekonomike për shkak të ndikimit negativ që ajo mund të ketë në prodhim. Duke i bërë produktet e prodhuar në vend më të shtrenjtë në tregjet e huaja ajo mund të çojë në uljen e prodhimit nga bizneset vendase që prodhojnë mallra për eksport për shkak të kërkesës më të ulët që do të pasojë.

Përdorimi i dërgesave të emigrantëve për konsum aktual, kursim dhe investim duket të ndikohet nga një numër faktorësh specifikë për vendin që përcaktojnë ambientin e

përgjithshëm ekonomik të tij. Këta faktorë mund të përfshijnë por nuk janë të kufizuar vetëm te vijuesit:

- Politikat makroekonomike
- Shkalla e zhvillimit të infrastrukturës
- Shkalla e zhvillimit të sistemit financiar
- Cilësia e sistemit ligjor
- Cilësia e qeverisjes

Këto faktorë janë përbërës kryesorë në krijimin e një klime miqësore investimi brenda vendit.

Politika makroekonomike të qëndrueshme, një infrastrukturë e zhvilluar, një sistem financiar që funksionon më së miri, një sistem ligjor që garanton sundimin e ligjit, dhe një qeverisje e mirë të gjitha së bashku luajnë një rol të rëndësishëm në zhvillimin e një klime miqësore ndaj investimeve. Në një klimë të tillë ka gjasa që të shpaloset i gjithë potenciali zhvillues i dërgesave të emigrantëve dhe efekti i tyre në rritjen ekonomike të jetë maksimal. Një pjesë e konsiderueshme e këtyre fondeve do të investohet në alternativa produktive sepse investitorët kanë besim që ata që do të marrin pjesën kryesore të përfitimeve nga investimet që do të kryejnë.

Megjithatë duhet theksuar që ka mendime të ndryshme lidhur me rolin që luan zhvillimi i sistemit financiar në lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike.

Nga njëra anë, një sistem financiar i zhvilluar mund të jetë më i aftë për të kanalizuar kursimet nga dërgesat e emigrantëve në investimet më produktive duke rritur kështu ndikimin e tyre në rritjen ekonomike.

Por në anën tjetër, sa më pak i zhvilluar të jetë sistemi financiar aq më e vështirë është për investitorët potencialë të sigurojnë fonde kur kanë nevojë për to. Duke qënë të vetëdijshëm për këtë vështirësi në sigurimin e fondeve për të financuar investime produktive shumë marrës të dërgesave të emigrantëve mund t'a kthejnë vëmendjen e tyre tek këto fonde si një alternativë e mundshme për të tejkaluar kufizimet e kreditit. Ata mund të nxiten të kursejnë dhe investojnë një pjesë më të madhe të parave të dërguara nga emigrantët. Duket e arsyeshme të supozohet se sa më të pakta dhe të kushtueshme të jenë burimet financiare aq më e lartë do të jetë pjesa e dërgesave të emigrantëve që kursehet dhe investohet. Duke u përdorur për kursim dhe investim në vend të konsumit aktual dërgesat e emigrantëve mund të kenë një efekt më të madh në rritjen ekonomike. Për shembull, Ruiz-Arranz (2009) sugjeron që dërgesat e emigrantëve përdoren më shumë për investim atje ku institucionet financiare nuk plotësojnë nevojat e sipërmarrësve për fonde.

Pra nga një këndvështrim teorik roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike mund të jetë tejet i vështirë për t'u parashikuar, meqë dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike tërthorazi nëpërmjet disa kanaleve. Ato mund të kenë efekte të ndryshme në rritjen ekonomike të transmetuara nëpërmjet kanaleve të ndryshme që operojnë njëkohësisht. Rezultati neto varet nga fakti se cilët efekte mbizotërojnë. Vetëm nga pozicioni teorik nuk mund të thuhet a priori nëse ato kanë efekt pozitiv apo negativ në rritjen ekonomike të vendit marrës (Ahortor dhe Adenutsi 2009). Investigime të përshtatshme empirike mund të qartësojnë dhe në rastin më të mirë ofrojnë një përgjigje përfundimtare për natyrën e kësaj lidhjeje.

3.3 Dërgesat e emigrantëve dhe rritja ekonomike: Debatimi empirik që vazhdon

3.3.1 Hyrje

Studimet empirike mbi rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës mund të ndahen në kategoritë vijuese:

- Studime që përpqen të vlerësojnë lidhjen dërgesa të emigrantëve–rritje ekonomike për një grup vendesh marrës njëkohësisht duke përdorur të dhëna për disa periudha kohore të njëpasnjëshme.
- Studime që përpqen të vlerësojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në variabla që pranohen gjerësisht si përcaktues të rritjes ekonomike si psh kapitali fizik, kapitali human, zhvillimi financiar, kursi real efektiv i këmbimit etj.
- Studime që përpqen të vlerësojnë kontributin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta marrës duke përdorur të dhëna në trajtën e serive kohore. Këto studime ndihmojnë jo vetëm që të hidhet dritë mbi natyrën e kësaj lidhjeje por gjithashtu të formulohen politika të përshtatshme në vendet përkatës që marrin transferta të tilla.

Rezultatet e studimeve empirike mbi kontributin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike janë larg të qënit unanime duke e bërë ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike një çështje të hapur diskutimi. Disa duket të sugjerojnë rol negativ të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike, disa rol pozitiv ndërsa të tjerë rol neutral. Ka gjithashtu studime që gjejnë një rol kushtëzuar të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike (Barajas et al. 2009).

Kjo pjesë e rishikimit të literaturës përpqet të përmbledhë dhe vlerësojë studimet më të njohura që përpqen të vlerësojnë empirikisht rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Ajo organizohet si vijon: Seksioni 3.3.2 shqyrton disa prej studimeve më të rëndësishme që përdorin të dhëna nga shumë vende marrës njëherësh për të vlerësuar lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Seksioni 3.3.3 përmbyll rishikimin e studimeve të lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike bazuar në të dhëna për disa vende. Seksioni 3.3.4 analizon studime për rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta. Seksioni 3.3.5 përmbledh konkluzionet për këto studime.

3.3.2 Lidhja dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për grupe vendesh

Rishikimi i studimeve për lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për grupe vendesh është i dobishëm për të identifikuar përcaktuesit më të rëndësishëm të rritjes ekonomike (Rao dhe Cooray 2009). Duke iu referuar studimeve që bazohen në të dhëna për shumë vende marrës, Barajas et al. (2009) e konsiderojnë endogjenitetin si problemin kryesor që studiuesit e kësaj çështjeje duhet të adresojnë në mënyrën e duhur për të marrë rezultate të besueshme. Me endogjenitet ata kuptojnë shkakësinë e dyanshme midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike. Autorët japin dy arsye pse kjo mund të ndodhë.

- 1) Në njërin anë, dërgesat e emigrantëve mund të kontribuojnë në rritjen ekonomike të vendit marrës nëpërmjet efektit të tyre në nivelin e teknologjisë dhe/ose faktorët e prodhimit. Në anën tjetër, rritja ekonomike në vendin marrës mund të influencojë sasinë e dërgesave të emigrantëve nëpërmjet efektit të saj në sjelljen e emigrantëve. Për shembull, emigrantët altruistë mund t'u dërgojnë më shumë para familjarëve dhe miqve të tyre në vendin orgjinë kur rritja ekonomike e tij është e ulët.
- 2) Të dy variablat mund të ndikohen nga një variabël i tretë që nuk përcaktohet nga dërgesat e emigrantëve.

Ata gjithashtu nxjerrin në pah që megjithëse ekzistojnë disa mënyra për të adresuar problemin e endogjenitetit nuk ka konsensus në literaturë se cila është mënyra më e mirë. Studimi më i hershëm që përpiket të vlerësojë në mënyrë rigorozë rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është studimi i Chami et al. (2003). Autorët përpiqen të shpjegojnë normën e rritjes të PBB real për frymë në deri 113 vende të zhvilluara dhe në zhvillim gjatë periudhës 1970-1998 duke përdorur dërgesat e emigrantëve dhe variabla të tjerë shpjegues duke përfshirë edhe variabla “dummy” rajonalë. Variablat kryesorë që iu interesojnë autorëve janë ndryshimi në PBB real për frymë dhe ndryshimi në raportin e dërgesave të emigrantëve ndaj PBB [të dy të shprehur në trajtë logaritmi]. Si variabla kontrolli shërbejnë të ardhurat fillestare për frymë, investimi i brendshëm bruto, norma e inflacionit, regjistrimi në shkollë, variablat “dummy” rajonalë dhe flukset neto private të kapitalit [në trajtë logaritmi përveç inflacionit dhe variablave “dummy”]. Analiza e tyre ndjek tri hapa:

Fillimisht autorët përpiqen të vlerësojnë natyrën e lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike duke përdorur vlerësim ndërseksional me dhe pa variabla “dummy” rajonalë. Koeficientët e modelit të regresionit vlerësohen duke përdorur vlerat mesatare të vrojtimit gjatë periudhës 1970-1998. Rezultatet sugjerojnë një lidhje statistikisht të rëndësishme midis këtyre dy variablave në të dyja rastet. Por kur përfshihen variabla “dummy” rajonalë rezultatet sugjerojnë një lidhje statistikisht të rëndësishme negative vetëm për Europën Lindore dhe Azinë Qendrore. Koeficientët e vlerësuar të dërgesave të emigrantëve nuk janë statistikisht të rëndësishëm për rajonet e tjera.

Si hap të dytë ata aplikojnë vlerësimin panel duke përdorur specifitime të ndryshme në tri zgjedhje të ndryshme. Sipas autorëve qëllimi i përdorimit të vlerësimit të të dhënave panel është i dyfishtë: së pari, për të ofruar heterogjenitet në koeficientët e vlerësuar dhe së dyti, për të kapur efektet dinamike. Zgjedhjet ndryshojnë nga periudha kohore e marrë në shqyrtim. Specifikime të ndryshme përdoren për të kontrolluar qëndrueshmërinë e

rezultateve. Në shumicën e specifikimeve autorët gjejnë një lidhje statistikisht të rëndësishme midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike. Në veçanti, koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë negativë dhe statistikisht të rëndësishëm në të gjitha specifikimet kur përdoren të dhënat e zgjedhjes së reduktuar që përfshin vende me të dhëna të vazhdueshme për të paktën 10 vite. Pra rezultatet duket sikur përforcojnë ato të përfutuara nga vlerësimi ndërseksional.

Së fundi, për të adresuar problemin e endogjenitetit që lidhet me dërgesat e emigrantëve autorët përdorin vlerësimin me variabla instrumentale. Si variabla instrumentale përdoren hendeku i të ardhurave i zhvendosur në kohë ose hendeku i të ardhurave i zhvendosur në kohë së bashku me hendekun e normës së interesit. Hendeku i të ardhurave matet si diferenca midis të ardhurave të vendit marrës të dërgesave të emigrantëve dhe të ardhurave të vendit pritës së emigrantëve duke përdorur PBB për frymë të SHBA si zëvendësues të të ardhurave për të gjithë vendet pritëse të emigrantëve. Në mënyrë të ngjashme hendeku i normës së interesit matet si ndryshimi midis normës reale të interesit të depozitave ose tregut të parasë në vendin marrës të dërgesave të emigrantëve dhe asaj në SHBA. Kur si instrumenta përdoren si hendeku i të ardhurave edhe hendeku i normës së interesit bëhet dallimi midis vendeve të zhvilluara dhe vendeve në zhvillim. Rezultatet tregojnë një lidhje negative, e cila është statistikisht e rëndësishme në të gjitha specifikimet ku si instrumenta përdoren si hendeku i të ardhurave ashtu edhe hendeku i normës së interesit.

Konkuzioni i përgjithshëm që del nga analiza e tyre është që ekziston një lidhje statistikisht e rëndësishme negative midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike, që autorët e interpretojnë si provë të rolit negativ të luajtur nga dërgesat e emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Për më tepër, ata sugjerojnë që kjo mund të shpjegohet nga risku moral që krijojnë dërgesat e emigrantëve. Ai mund të rezultojë në zëvendësimin e të ardhurave nga puna me dërgesat e emigrantëve dhe rrjedhimisht në ofertë pune më të ulët nga marrësit e këtyre fondeve. Kjo pjesëmarrje e reduktuar në tregun e punës mund të ngadalësojë rritjen ekonomike.

Një studim nga FMN (2005) ngre pikëpyetje rreth vlefshmërisë të variablave instrumentale të përdorur nga Chami et al. (2003). Studimi përdor të dhëna për 101 vende të zhvilluara dhe në zhvillim përgjatë periudhës 1970-2003 për të testuar lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Variabli i varur është rritja e prodhimit që matet si ndryshimi i PBB real për frymë. Variablat e pavarur janë dërgesat e emigrantëve dhe variabla kontrolli që përdoren gjerësisht në literaturën që studion rritjen ekonomike. Ata përfshijnë logaritmin e të ardhurave fillestare, shkollimin, logaritmin e jetëgjatësisë së pritshme, investimin, normën e inflacionit, balancën e buxhetit, hapjen tregëtare dhe zhvillimin financiar. Vlerësimi me variabla instrumentale aplikohet mbi dy zgjedhje vendesh duke përdorur mesataret e vrojtimit për periudhën në shqyrtim. Zgjedhja e plotë i përfshin të gjitha vendet ndërsa zgjedhja e reduktuar përfshin vetëm vendet e varura nga dërgesat e emigrantëve, që përkufizohen si ekonomi ku dërgesat e emigrantëve janë më të mëdha se 1% .

Dy instrumentat e përdorur për dërgesat e emigrantëve janë:

- 1) distanca gjeografike midis vendit marrës të dërgesave të emigrantëve dhe vendit pritës ku janë vendosur shumica e emigrantëve të tij, dhe
- 2) përdorimi i një gjuhe të përbashkët në vendin orgjinë dhe vendin pritës të emigrantëve.

Meqë këto variabla instrumentale nuk ndryshojnë me kalimin e kohës autorët aplikojnë metodat ekonometrike të vlerësimit të të dhënave ndërseksionale në vend të atyre të vlerësimit të të dhënave panel.

Koeficientët e dërgesave të emigrantëve si për zgjedhjen e plotë ashtu edhe për atë të reduktuar janë negativë por nuk janë statistikisht të rëndësishëm. Ata tregojnë një lidhje statistikisht jo të rëndësishme midis rritjes së PBB real për frymë dhe dërgesave të emigrantëve.

Faini (2006) vlerëson kontributin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës duke përdorur një model regresioni të ngjashëm me atë të përdorur nga Chami et al. (2003). Në dallim nga modeli i Chami et al., modeli ekonometrik i Faini nuk përfshin investimin midis variablave shpjegues të rritjes së të ardhurës për frymë. Arsyeja për këtë zgjedhje është që investimi mund të ndikohet nga dërgesat e emigrantëve. Ashtu si në studimin e realizuar nga Chami et al. (2003) dërgesat e emigrantëve përkufizohen si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB. Variablat e kontrollit përfshijnë PBB për frymë fillestar, matës të kapitalit human, kapitalit fizik dhe cilësisë të institucioneve si dhe raportin ndihmë ndaj PBB.

Në analizën e tij autori fillimisht përdor teknika vlerësimi ndërseksional dhe më vonë teknika vlerësimi të të dhënave panel për të konfirmuar rezultatet e modeleve të regresionit ndërseksionalë.

Në vlerësimin ndërseksional autori përdor të dhëna për 64 vende për periudhën 1980-2004 për të shpjeguar normën mesatare vjetore të rritjes. Dy qasje të ndryshme përdoren për të zbutur endogjenitetin:

- Vlerësimi me variabla instrumentale, që përdor si instrumenta distancën nga vendet kryesore destinacion të emigrantëve, dhe
- Ndërtimi i një modeli regresioni ku variabli i varur është rritja mesatare e të ardhurës për frymë dhe variabla shpjegues kryesore janë vlera fillestare e raportit dërgesa të emigrantëve me PBB dhe vlera fillestare e raportit ndihma me PBB.

Në të dyja rastet rezultatet tregojnë një lidhje statistikisht të rëndësishme pozitive midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike, që autori e interpreton si provë në favor të kontributit pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Më pas autori përdor vlerësimin e efekteve të rastit në të dhënat panel për të konfirmuar besueshmërinë e rezultateve të dala nga analiza e mëparshme. Analiza përqëndrohet në normat e rritjes 10 vjeçare për 89 vende dhe është zgjeruar për të testuar gjithashtu nëse ndikimi i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike varet nga politikat e ndjekura në vendin marrës. Cilësia e institucioneve dhe distanca nga vendet kryesore destinacion të emigrantëve përdoren si variabla instrumentale përkatësisht për inflacionin dhe dërgesat e emigrantëve. Rezultatet sërish tregojnë një marrëdhënie statistikisht të rëndësishme pozitive midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike. Sipas autorit shpjegimi më i mundshëm për rolin pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është që ato nxisin investimet duke lehtësuar kufizimet financiare.

Banka Botërore (2006) i bashkangjitet debatit mbi rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke përdorur vlerësim të të dhënave panel në një zgjedhje prej 67 vendesh gjatë 1991-2005. Për të adresuar endogjenitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve autorët përdorin dy variabla instrumentale të jashtëm alternativë që ndryshojnë me kalimin e kohës:

- 1) Instrumentin “distancë” të llogaritur si mesatare e ponderuar e prodhimit real për frymë të vendeve kryesore destinacion të emigrantëve ku si peshë përdoret inversi i distancës midis vendit marrës të dërgesave dhe vendit pritës të emigrantëve.
- 2) Instrumentin “migracion” të llogaritur si mesatare e ponderuar e prodhimi real për frymë të pesë vendeve kryesore destinacion anëtare të Organizatës për Bashkëpunim Ekonomik dhe Zhvillim (OECD) me pesha përqindjen e emigrantëve nga vendi marrës në secilin prej tyre.

Përveç kësaj, variabla të shumë shpjegues janë përdorur për të adresuar kërcënimin ndaj vlefshmërisë së modelit që mund të vijë nga lënia jashtë modelit të variablave relevantë. Këta përfshijnë PBB për frymë fillestar si dhe matës të shkollimit, zhvillimit financiar, cilësisë së institucioneve, hapjes tregëtare, stabilitetit të çmimeve, mbivlerësimit të kursit real të këmbimit, barrës qeveritare dhe investimit. Katër modele të ndryshëm regresioni janë përdorur me dhe pa variablin investim midis variablave të mundshëm shpjegues të rritjes ekonomike. Rezultatet tregojnë një lidhje pozitive midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike në të dyja rastet [pa dhe me variablin investim] por koeficientët e dërgesave të emigrantëve nuk janë statistikisht të rëndësishëm kur modelet e regresionit përfshijnë variablin investim si variabël të pavarur. Megjithatë ndikimi i vlerësuar i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është i vogël në terma sasiorë.

Jongwanich (2007) arrin në një konkluzion të ngjashëm duke përdorur të dhëna panel për 17 vende nga Azia dhe Paqësori përgjatë periudhës 1993-2003. Ai dallon midis efektit të drejtpërdrejtë dhe efektit të tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Modelet ekonometrike me variabla të varur rritjen ekonomike, investimin dhe kapitalin human janë vlerësuar veçmas dhe më pas ndikimi total i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është llogaritur si shumë e ndikimit të drejtpërdrejtë me ndikimin e tërthortë.

Sipas autorit, modeli i regresionit me variabël të varur rritjen ekonomike bazohet te modeli neoklasik i zgjeruar i rritjes i përdorur nga Barro (1996) në studimin e tij mbi përcaktuesit e rritjes ekonomike. Variabli i varur është rritja e PBB real për frymë ndërsa variabla të pavarur janë PBB për frymë fillestar, dërgesat e emigrantëve, investimi, kapitali human, konsumi qeveritar, hapja dhe inflacioni [të gjithë në trajtë logaritmi].

Si investimi edhe kapitali human janë përdorur si variabla të varur në modele regresioni ku dërgesat e emigrantëve janë variabël shpjegues i përbashkët ndërsa variablat e tjerë të pavarur ndryshojnë. Nëpërmjet këtyre modeleve autori përpiket të vlerësojë ndikimin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike nëpërmjet secilit prej këtyre dy variablave përcaktues të mundshëm të rritjes ekonomike.

Për të adresuar endogjenitetin e mundshëm, në modelet ekonometrike të rritjes ekonomike dhe investimit përdoret si vlerësues Metoda e Përgjithësuar e Momenteve [GMM] ndërsa në modelin e kapitalit human përdoret transformimi instrumental me efekte fikse.

Rezultatet sugjerojnë që ndikimi i drejtpërdrejtë i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është zero ndërsa ndikimi i tërthortë është pozitiv por i vogël. Dërgesat e emigrantëve duket sikur nxisin si investimin dhe kapitalin human. Në tërësi, dërgesat e emigrantëve rezultojnë të ushtrojnë një ndikim pozitiv të dobët në rritjen ekonomike të vendeve të marra në shqyrtim. Një rritje 1% e raportit të dërgesave të emigrantëve ndaj PBB rrit rritjen ekonomike me vetëm 0.03%.

Catrinescu et al. (2009) hedhin dyshime mbi rezultatet e Chami et al. (2003) sepse besojnë që endogjeniteti nuk është adresuar siç duhet në studimin e tyre. Për më tepër, studimi i Catrinescu et al. vlerëson rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të kushtëzuar në politikat dhe institucionet në vendin marrës. Të dhënat përfshijnë 162 vende gjatë periudhës 1970-2003. Modeli ekonometrik i përdorur nga këta autorë është një version i modifikuar i modelit të përdorur nga Chami et al. (2003). Dërgesat e emigrantëve përfshihen në model si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB [në trajtë logaritmi] në vend të ndryshimit në atë raport. Për më tepër, mjaft variabla matës të politikave dhe institucioneve janë përfshirë midis variablave shpjegues. Ata përfshijnë tregues të korrupsionit, zhvillimit human, qeverisjes dhe riskut politik. Variabla të tjerë shpjegues janë PBB për frymë fillestar, investimi si dhe flukset neto private të kapitalit [të gjithë në trajtë logaritmi]. Autorët vlerësojnë disa modele ekonometrike që ndryshojnë në variablat shpjegues të përfshirë.

Gjithashtu disa metoda ekonometrike përdoren për të marrë rezultate sa më të besueshme. Catrinescu et al. përpikën të adresojnë dy probleme të mundshme që lidhen me vlerësimin panel të Chami et al. (2003). Këto probleme janë autokorelacioni i gabimeve dhe endogjeniteti i dërgesave të emigrantëve. Autorët përpikën të adresojnë autokorelacionin e gabimeve duke përfshirë normën e rritjes të PBB për frymë të zhvendosur në kohë si variabël shpjegues shtesë. Për shkak të problemeve të vlerësimit që mund të rezultojnë nga ky vendim përdoren vlerësuesit dinamikë të të dhënave panel [DPD]. Si vlerësuesi Anderson-Hsiao [AH] dhe Metoda e Përgjithësuar e Momenteve [GMM] përdoren por në shumicën e ekuacioneve përdoret vlerësuesi AH. Endogjeniteti i dërgesave të emigrantëve adresohet në vlerësimin dinamik të të dhënave panel si nga vlerësuesi AH edhe nga ai GMM duke përdorur dërgesat e emigrantëve të zhvendosura në kohë si variabla instrumentale të dërgesave të emigrantëve. Analiza e tyre ndjek tri hapa:

Fillimisht autorët përdorin vlerësimin ndërseksional me metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS] për të gjithë periudhën e shqyrtuar 1970-2003 si dhe për nënperiudhën 1991-2003. Në të gjitha specifikimet koeficientët e dërgesave të emigrantëve nuk janë statistikisht të rëndësishëm pavarësisht periudhës së shqyrtuar.

Më pas përdoret vlerësimi panel për të dyja periudhat e lartpërmendura duke përfshirë normën e rritjes së PBB për frymë të zhvendosur në kohë si variabël shpjegues shtesë. Në specifikimet ku koeficienti i vlerësuar i dërgesave të emigrantëve është statistikisht i rëndësishëm ai është pozitiv por me madhësi të vogël.

Më në fund përdoret vlerësimi dinamik i të dhënave panel. Nëntë specifikime të ndryshme vlerësohen duke nisur nga një ekuacion i thjeshtë të cilit më pas i shtohen variabla të ndryshëm shpjegues një e nga një. Specifikimi i fundit përmban vetëm variabla shpjegues që ishin të rëndësishëm në të paktën një prej specifikimeve të mëparshme. Kur endogjeniteti kontrollohet siç duhet rezultatet tregojnë një rol modest pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike, veçanërisht kur variablat institucionale janë gjithashtu të përfshirë midis variablave shpjegues.

Giuliano dhe Ruiz-Arranz (2009) ngrenë pyetjen nëse niveli i zhvillimit financiar ndikon rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Ata argumentojnë që nga këndvështrimi teorik natyra e ndërveprimit midis dërgesave të emigrantëve dhe zhvillimit financiar është e dyshimtë. Në njërën anë, dërgesat e emigrantëve mund të zëvendësojnë zhvillimin e ulët financiar në vendin marrës duke nxitur investimet

nëpërmjet lehtësimit të kufizimeve të kreditit. Në anën tjetër, një sistem financiar i zhvilluar mund të rrisë kontributin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke i kanalizuar ato në përdorime produktive. Duke përdorur të dhëna vjetore për deri në 73 vende në zhvillim për periudhën 1975-2002 ata përpunonin t'i përgjigjen kësaj pyetjeje empirikisht. Për të hequr luhatjet e ciklit të biznesit periudha në shqyrtim ndahet në periudha 5 vjeçare që nuk mbivendosen përveç periudhës së fundit që përfshin vetëm 3 vite.

Si hap të parë autorët përdorin një model regresioni ku rritja e PBB real për frymë është variabli i varur dhe raporti dërgesa të emigrantëve me PBB është variabli kryesor shpjegues. Ky matës i dërgesave të emigrantëve përdoret gjithashtu në të gjitha specifikimet e tjera të përdorura. Autorët bëjnë gjithashtu përpjekje serioze për të përmirësuar cilësinë e të dhënave të dërgesave të emigrantëve. Variablat e kontrollit përfshijnë inflacionin, hapjen ndaj tregëtisë ndërkombëtare, kapitalin human, balancën fiskale të qeverisë, normën e investimit dhe rritjen e popullsisë [të shprehur në trajtë logaritmi natyror përveç inflacionit dhe balancës fiskale të qeverisë]. Për të vlerësuar modelin ekonometrik ata përdorin si metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS] edhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit [SGMM]. Metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël nuk adreson endogjenitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve ndërsa metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit besohet të jetë mjaft e përshtatshme në zbutjen e tij. Rezultatet tregojnë që dërgesat e emigrantëve nuk ndikojnë në rritjen ekonomike të vendit marrës meqë koeficientët e dërgesave të emigrantëve nuk janë statistikisht të rëndësishëm.

Më pas autorët përfshijnë zhvillimin financiar dhe ndërveprimin e dërgesave të emigrantëve me zhvillimin financiar si variabla shpjegues shtesë. Katër matësa alternative të zhvillimit financiar përdoren njëri pas tjetrit [vetëm një matës i zhvillimit financiar në një specifikim] në modelet e ndryshme të regresionit. Modelet vlerësohen duke përdorur si metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël edhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit. Pavarësisht matësit të zhvillimit financiar të përdorur të dyja metodat ekonometrike japin rezultate të njëjta. Kur përdoret metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit [SGMM] të gjithë koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë pozitivë dhe statistikisht të rëndësishëm ndërsa të gjithë koeficientët e termi të ndërveprimit janë negativë dhe statistikisht të rëndësishëm, për të gjithë matësat e zhvillimit financiar. Provat duket të mbështesin hipotezën e zëvendësimit midis dërgesave të emigrantëve dhe zhvillimit financiar. Dërgesat e emigrantëve duket sikur kontribuojnë në rritjen ekonomike vetëm në ato vende ku sistemi financiar është më pak i zhvilluar. Për të kontrolluar qëndrueshmërinë e rezultateve autorët kryejnë teste qëndrueshmërie. Testet krahasojnë rezultatet e dy nënzhjedhjeve që u korrespondojnë nivelit të ulët dhe të lartë të zhvillimit financiar.

Zgjedhja ndahet në dy nënzhjedhje me shkallë të ndryshme zhvillimi financiar duke përdorur dy strategji. Strategjia e parë e ndan zgjedhjen duke u bazuar në mesoren ekzogjene të nivelit të zhvillimit financiar ndërsa e dyta duke u bazuar në nivelin prag [kufi] të përcaktuar në mënyrë endogjene të zhvillimit financiar. Kur përdoret metoda e parë për të ndarë zgjedhjen autorët përdorin vlerësimin me metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit. Kur zgjedhja ndahet sipas mënyrës së dytë përdoret vlerësimi prag. Të dy vlerësimet e përdorur mbështesin rezultatet që sugjerojnë kontribut pozitiv të dërgesave të emigrantëve vetëm në vendet me nivel të ulët zhvillimi financiar. Autorët

sugjerojnë gjithashtu që kontributi pozitiv i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike ka shumë gjasa të shpjegohet nga ndikimi pozitiv që ato kanë në investimet. Duke lehtësuar kufizimet e kreditit dërgesat e emigrantëve mundësojnë realizimin e investimeve produktive që ndryshe do të ishin të pamundura.

Barajas et al. (2009) gjithashtu studiojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë të vendit marrës. Autorët përdorin të dhëna vjetore për deri në 84 vende gjatë periudhës 1970-2004. Ata e ndajnë periudhën e kohës në periudha 5 vjeçare që nuk mbivendosen dhe llogaritin mesatare 5 vjeçare për secilën variabël në mënyrë që të zbusin efektet e ciklit të biznesit. Autorët sugjerojnë që shkaku më i mundshëm i rezultateve kontradiktore në literaturën empirike lidhet me dështimin për të adresuar siç duhet endogjenitetin në studimet e mëparshme.

Ata paraqesin një qasje të re për të adresuar problemin e endogjenitetit. Kjo qasje përdor një variabël të ri instrumental për dërgesat e emigrantëve dhe një variabël të ri shpjegues që e plotëson atë. Instrumenti që ata propozojnë është raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB të të gjithë vendeve të tjerë marrës. Autorët nënvizojnë që për të qënë i vlefshëm çdo instrument për dërgesat e emigrantëve duhet të plotësojë dy kushte:

- 1) Duhet të jetë i koreluar me variablin e munshëm endogjen [një matës të dërgesave të emigrantëve], dhe
- 2) Duhet të ndikojë rritjen ekonomike të vendit marrës vetëm tërthorazi nëpërmjet efektit të tij mbi dërgesat e emigrantëve.

Instrumenti i propozuar është një përmirësim i instrumentave të mëparshëm meqë ai mund të plotësojë më mirë të dyja kushtet e mësipërme, veçanërisht kushtin e dytë i cili është shkaktari kryesor i problemeve për shumicën e instrumentave. Kufizimet e mundshme të instrumentit në plotësimin e kushtit të dytë adresohen duke shtuar një variabël të ri shpjegues për t'a plotësuar atë. Ky variabël shpjegues është norma mesatare e ponderuar e rritjes së PBB real për frymë të 20 partnerëve kryesorë tregëtarë të vendit marrës ku si pesha shërbejnë peshat tregëtare të secilit partner.

Variabli i varur i modelit të regresionit të përdorur është rritja mesatare 5 vjeçare e PBB real për frymë. Variablat shpjegues përfshijnë raportin e dërgesave të emigrantëve ndaj PBB [të shënuar wr] dhe përcaktues të tjerë gjerësisht të pranuar të rritjes ekonomike. Këta variabla kontrollojnë klasifikohen në dy kategori: set-i themelor i variablave shpjegues dhe set-i i plotë i variablave shpjegues. Set-i themelor përdoret në të gjitha specifikimet dhe përfshin variablin e "ri" shpjegues, PBB për frymë fillestar për çdo periudhë 5 vjeçare, mesataret 5 vjeçare të raportit tregëti me PBB, dhe raportit M2 me PBB [të dyja në trajtë logaritmi] si dhe normën e inflacionit. Set-i i plotë përfshin set-in themelor dhe mesataret 5 vjeçare të raporteve të investimeve të huaja direkte me PBB, bilancit fiskal të qeverisë me PBB, dhe rritjes së popullsisë me PBB [të gjitha në trajtë logaritmi] si dhe logaritmin e mesatares 5 vjeçare të treguesit të riskut politik të ICRG. Përdoren tri specifikime të ndryshme të modelit empirik, secili me 3 set-e të ndryshme variablash shpjegues. 3 set-et e ndryshme të variablave shpjegues i referohen set-it themelor me dhe pa investimin e brendshëm dhe set-it të plotë. Specifikimet ndryshojnë në variablat shpjegues të përdorur si matës të dërgesave të emigrantëve.

Specifikimi i parë përfshin vetëm vlerën e vlerësuar të wr që rezulton nga një regresion i fazës së parë ku si variabël shpjegues i wr përdoret instrumenti i saj. Specifikimi i dytë përfshin vlerën e vlerësuar të wr dhe vlerën e vlerësuar të wr^2 ndërsa i treti përfshin vlerën e vlerësuar të wr dhe vlerën e vlerësuar të produktit të wr me një matës të

zhvillimit financiar si variabla shpjegues të rritjes ekonomike. Variabli “i ri” shpjegues është i pranishëm në të gjithë set-et e përdorur. Metodën e vlerësimit përfshijnë si metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël me variabla instrumentale dhe vlerësimin me efekte fikse me variabla instrumentale. Për shkak të heterogjenitetit të mundshëm midis vendeve analiza kryhet në të gjitha vendet dhe vetëm në ekonomitë në zhvillim. Kur koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë statistikisht të rëndësishëm ata janë kryesisht negativë. Rezultatet tregojnë që dërgesat e emigrantëve nuk duket të kenë ndikim në rritjen ekonomike. Ato sugjerojnë që në rastin më të mirë dërgesat e emigrantëve nuk luajnë ndonjë rol në rritjen ekonomike të vendeve marrës.

Ahortor dhe Adenutsi (2009) përpiqen të vlerësojnë ndikimin e dërgesave të emigrantëve në normën e rritjes afatgjatë të 31 vendeve nga Afrika Sub-Sahariane [SSA] dhe Amerika Latine dhe Karaibet [LAC] nga viti 1996 në 2006. Nga këto 31 vende 15 vende i përkasin rajonit të Afrikës Sub-Sahariane ndërsa 16 të tjerët rajonit të Amerikës Latine dhe Karaibeve. Të gjitha vendet e marra në shqyrtim janë vende në zhvillim që kanë marrë sasi të konsiderueshme dërgesash të emigrantëve gjatë kësaj periudhe. Megjithatë sasia e dërgesave të emigrantëve të marra ishte shumë më e lartë për vendet e LAC sesa për ato të SSA gjatë kësaj periudhe. Së pari, autorët përdorin një model ekonometrik në trajtë log-log linear

$$LPKY_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 LPKY_{it-\rho} + \varphi_2 LREM_{it-\rho} + \varphi_3 LZ_{it-\rho} + \mu_{it} \quad (3.1)$$

ku PKY është PBB për frymë, L i referohet trajtës logaritmike, REM përfaqëson dërgesa të emigrantëve për frymë [dërgesat e emigrantëve në këtë studim është matësi më i gjerë i dërgesave të emigrantëve, i llogaritur si shumë e dërgesave të emigrantëve sipas përkufizimit të FMM me transfertat të tjera korrente], Z është një vektor variablash kontrolli që kanë qënë përcaktues të PBB për frymë në studimet e mëparshme empirike, dhe μ është termi i gabimit.

Indekset “i” dhe “t” i referohen përkatësisht vendit të $i^{\text{të}}$ dhe periudhës kohore të $t^{\text{të}}$.

Z përmban variablat vijues [të gjithë në trajtë logaritmi]:

INV [një matës i investimit i llogaritur si raporti i krijimit të kapitalit të qëndrueshëm bruto me PBB], HCA [një matës i zhvillimit të kapitalit human i llogaritur si të regjistruarit në shkollë të mesme pjestuar me popullsinë totale], EOP [një matës i hapjes tregëtare i llogaritur si shuma e eksporteve dhe importeve pjestuar me PBB], CPI [një matës i normës të inflacionit vendas] dhe GXP [një matës i shpenzimeve qeveritare në mallra dhe shërbime përfundimtare]. φ_0 është konstantja ndërsa φ_1 , φ_2 , dhe φ_3 janë vektorë rresht të koeficientëve të vlerave korrente dhe vlerave të zhvendosura mbrapa në kohë të variablave përkatës.

Autorët presin që rritja ekonomike e shkuar, investimi dhe kapitali human të kenë efekt pozitiv në rritjen ekonomike. Ata nuk mund të përcaktojnë a priori ndikimin e dërgesave të emigrantëve, hapjes ekonomike, inflacionit dhe shpenzimeve qeveritare.

Modeli empirik i mësipërm sugjeron që norma e rritjes të prodhimit për frymë shpjegohet nga nivelet e zhvendosur mbrapa në kohë të normës së rritjes, vlerat korrente dhe/ose të zhvendosura mbrapa në kohë të dërgesave të emigrantëve të marra, dhe vlerat korrente dhe/ose të zhvendosura mbrapa në kohë të variablave të lartpërmendur të kontrollit.

Modeli vlerësohet veçmas për 2 nëngrupet e vendeve sepse autorët janë të interesuar të krahasojnë rezultatet e 2 nëngrupeve që u përkasin dy rajoneve gjeografike. Rezultatet

mund të jenë të ndryshme sepse këto dy grupe vendesh ndryshojnë ndjeshëm në sasinë e dërgesave të emigrantëve të marra.

Më pas, autorët vlerësojnë modelin empirik për të 31 vendet e marra në shqyrtim. Ata përfshijnë një variabël “dummy” për të bërë dallimin midis dy nëngrupeve të vendeve.

Në të dyja rastet modeli vlerësohet duke përdorur Metodën e Përgjithësuar të Momenteve të Sistemit nga Blundell-Bond (1998), e cila është më superiore se Metoda e Përgjithësuar e Momenteve nga Arellano-Bond (1991). Përveç kësaj ata ndërmarrin një proces reduktimi të modelit në mënyrë që vetëm variablat relevantë të përfshihen në model.

Ky model mundëson identifikimin e ndikimit bashkëkohës [aktual], dinamik dhe total të dërgesave të emigrantëve në normën e rritjes ekonomike. Ndikimi total llogaritet si shumë e ndikimit aktual dhe atij dinamik. Kur lidhja dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike studiohet veçmas për secilin nga dy rajonet dalin në pah disa rezultate të rëndësishme:

- Ndikimi bashkëkohës i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm në secili prej grupeve të vendeve. Megjithatë ai është më i lartë për vendet e LAC. Duket sikur madhësia e ndikimit bashkëkohës varet nga sasia e dërgesave të emigrantëve të marra.
- Ndikimi dinamik i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është statistikisht i rëndësishëm për secilin nga grupet e vendeve por shenja e ndikimit total dinamik ndryshon midis dy grupeve. Ajo është pozitive për vendet e SSA dhe negative për vendet e LAC.
- Ndikimi total i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të secilit grup vendesh është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm megjithëse me madhësi të vogël.
- Vlerat e shkuara të rritjes ekonomike luajnë një rol të rëndësishëm në shpjegimin e rritjes ekonomike aktuale.
- Të gjithë variablat e kontrollit janë relevantë. Për më tepër, investimi, kapitali human dhe inflacioni kanë koeficientë pozitivë ndërsa hapja ekonomike dhe shpenzimet qeveritare kanë koeficientë negativë në secilin prej dy grupeve të vendeve.

Rezultatet janë shumë të ngjashme kur modeli vlerësohet duke përdorur të dhëna për të gjithë 31 vendet në fjalë. Rezulton një ndikim dinamik negativ i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike por ndikimi total i tyre në rritjen ekonomike është pozitiv megjithëse i vogël. Shenjat e koeficientëve të variablave të tjerë shpjegues nuk ndryshojnë. Pra, rezultatet e vlerësimit mbështesin këndvështrimin e një roli pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës.

Një studim më i përditësuar nga Vargas-Silva et al. (2009) sugjeron një ndikim pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke përdorur si të dhëna vjetore edhe mesatare 5 vjeçare të vrojttimeve për 15 deri në 27 vende Aziatike për periudhën 1988-2007. Në modelin e regresionit të përdorur variabli i varur është norma e rritjes së PBB për frymë [në trajtë logaritmi] ndërsa variablat shpjegues përfshijnë PBB për frymë fillestar [në trajtë logaritmi], logaritmin natyror të dërgesave të emigrantëve si përqindje e PBB, një matës të kapitalit human, një matës të investimeve, inflacionin dhe hapjen. Autorët përdorin një matës të gjerë të dërgesave të emigrantëve. Analiza e tyre përdor

disa teknika ekonometrike për të vlerësuar ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Kur përdoren të dhëna vjetore metodat e vlerësimit përfshijnë metodën e zakonshme të katrorëve me të vegjël, vlerësimin me efekte fikse dhe vlerësimin me efekte të rastit. Ato përdoren për të vlerësuar ekuacionin themelor të rritjes si dhe ekuacionin e rritjes që përfshin edhe wr^2 si variabël shpjegues shtesë. Vlerësimi me efekte fikse dhe vlerësimi me efekte të rastit përdoren për të adresuar heterogjenitetin e mundshëm midis vendeve të shqyrtuar. wr^2 shtohet në model si përcaktues tjetër i mundshëm i rritjes ekonomike për të marrë në konsideratë jolinearitetin e mundshëm të lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Rezulton një lidhje pozitive statistikisht e rëndësishme në të dy ekuacionet si kur përdoret vlerësimi me efekte fikse edhe kur përdoret vlerësimi me efekte të rastit. Duke u bazuar në vlerësimet e ekuacionit themelor autorët pretendojnë që një rritje vjetore prej 10% e raportit dërgesa të emigrantëve me PBB shoqërohet me përafërsisht një rritje prej 0.9-1.2% të normës vjetore të rritjes ekonomike. Kur wr^2 ndodhet gjithashtu midis variablave shpjegues rezulton një ndikim statistikisht i rëndësishëm pozitiv në rënie i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike vetëm në vlerësimin me efekte fikse.

Më pas i njëjti ushtrim përsëritet duke përdorur të dhëna 5 vjeçare në vend të të dhënave vjetore. Mesataret 5 vjeçare përdoren për të zbutur luhatjet ciklike të prodhimit agregat në mënyrë që të vlerësohet më mirë roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë. Të gjithë koeficientët e wr dhe wr^2 nuk janë statistikisht të rëndësishëm duke hedhur kështu dyshime rreth natyrës së vërtetë të lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Provat nuk duket të jenë në favor as të një lidhjeje lineare as të një lidhjeje jolineare. Ato sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve nuk lidhen me rritjen ekonomike afatgjatë.

Për të adresuar shqetësimet e mundshme që lidhen me endogjenitetin përdoret gjithashtu edhe vlerësimi me variabla instrumentale. Fillimisht tri variabla instrumentale që përfshijnë stabilitetin e qeverisë, indeksin e prodhimit të bujqësisë dhe indeksin e prodhimit të blegtorisë të vendit marrës përdoren si instrumenta për dërgesat e emigrantëve. Vlerësimi me efekte fikse me variabla instrumentale dhe vlerësimi me efekte të rastit me variabla instrumentale aplikohen duke përdorur si të dhënat vjetore ashtu edhe mesataret 5 vjeçare. Rezultatet tregojnë një lidhje pozitive në të gjitha rastet por vetëm në vlerësimin me efekte të rastit duke përdorur si të dhënat vjetore ashtu edhe mesataret 5 vjeçare koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë statistikisht të rëndësishëm.

Për të përmirësuar besueshmërinë e rezultateve, vlerësimi me variabla instrumentale përsëritet duke përdorur një instrument më të mirë. Instrumenti i përmirësuar përkufizohet si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB të të gjitha vendeve të tjera në zgjedhje dhe u përdor fillimisht nga Barajas et al. (2009). Në të gjitha rastet vlerësimet e marrë sugjerojnë një lidhje pozitive por statistikisht jo të rëndësishme midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike.

Në tërësi, në këtë punim pjesa më e madhe e provave duket sikur sugjeron një lidhje pozitive midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike.

Sing et al. (2010) përpiqen të identifikojnë përcaktuesit e dërgesave të emigrantëve dhe të vlerësojnë ndikimin e këtyre flukseve në rritjen ekonomike të 36 vendeve në Afrikën Sub-Sahariane (SSA) gjatë periudhës 1990-2005. Autorët përdorin 3 modele ekonometrike për të kuptuar lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Modelet e

përdorur janë modele regresioni të shumfishtë që përpriqen të shpjegojnë ndryshimin në PBB real për frymë nëpërmjet dërgesave të emigrantëve dhe variabla të tjerë shpjegues. Thelbi i tyre është i njëjtë por ato ndryshojnë vetëm në variablat shpjegues të përfshirë. Ne kemi zgjedhur t'i emërtojmë ata modeli i rritjes I, modeli i rritjes II, dhe modeli i rritjes III për të bërë dallimin midis tyre.

Modeli i rritjes I është

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Inv}/\text{GDP})_{it} + \beta_4 \ln \text{FinDev}_{it} + \beta_5 \Delta \ln \text{Pop}_{it} + \beta_6 \ln \text{Ins}_{it} + \beta_7 \ln \text{REX}_{it} + \beta_8 \ln(\text{GovExp}/\text{GDP})_{it} + \beta_9 \ln \text{Open}_{it} + \beta_{10} \ln \text{Inflation}_{it} + \beta_{11} \Delta \ln \text{TOT}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

ku y është PBB për frymë në USD konstantë të vitit 2000, α_i dhe γ_t janë përkatësisht variabla “dummy” specifike për vendin dhe kohën, REM është dërgesat e emigrantëve të përlloritura sipas përkufizimit të FMN, Inv është investimi bruto në USD, FinDev i referohet zhvillimit financiar, Pop i referohet popullsisë, Ins është cilësia e institucioneve e matur nga indeksi i riskut politik të ICRG, REX është kursi real i këmbimit kundrejt USD, GovExp është shpenzimet e qeverisë dhe huadhënia neto në USD, Open është hapja tregëtare e matur si (Importe + Eksporte)/GDP, Inflation është inflacioni i Indeksit të Çmimeve Konsumatore (CPI), TOT është termat tregëtare e matur nga indeksi i çmimeve të eksportit/indeksi i çmimeve të importit [100 në vitin 2000] dhe ε është termi i gabimit.

Autorët përdorin dy tregues alternativë të zhvillimit financiar. Ata janë DC/GDP dhe M2/GDP. DC i referohet kredisë të brendshme të ofruar nga bankat dhe përqëndrohet në aktivitetin kredidhënës ndërsa M2 i referohet parasë dhe instrumentave të tjerë shumë likuidë në USD dhe fokusohet në aktivitetin mbledhës të depozitave të sektorit financiar. Si zakonisht, “i” i referohet vendit të i^ë ndërsa “t” periudhës së t^ë.

Modeli i rritjes II përdor treguesin DC/GDP të zhvillimit financiar dhe përfshin 2 variabla shtesë: një variabël ndërveprimi midis dërgesave të emigrantëve dhe zhvillimit financiar [(REM/GDP) × (DC/GDP)] dhe një variabël ndërveprimi midis dërgesave të emigrantëve dhe cilësisë së institucioneve [(REM/GDP) × Ins]. Forma e tij funksionale është

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Inv}/\text{GDP})_{it} + \beta_4 \ln(\text{DC}/\text{GDP})_{it} + \beta_5 \Delta \ln \text{Pop}_{it} + \beta_6 \ln \text{Ins}_{it} + \beta_7 \ln \text{REX}_{it} + \beta_8 \ln(\text{GovExp}/\text{GDP})_{it} + \beta_9 \ln \text{Open}_{it} + \beta_{10} \ln \text{Inflation}_{it} + \beta_{11} \Delta \ln \text{TOT}_{it} + \beta_{12} \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} \ln \text{Ins}_{it} + \beta_{13} \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} \ln(\text{DC}/\text{GDP})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

Modeli i rritjes III ndryshon nga modeli i rritjes II vetëm në treguesin e zhvillimit financiar dhe termin e lidhur të ndërveprimit të përdorur. Ai përfshin M2/GDP për të matur zhvillimin financiar dhe [(REM/GDP) × (M2/GDP)] si variabël ndërveprimi midis dërgesave të emigrantëve dhe zhvillimit financiar. Modeli paraqitet si

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} + \beta_3 \ln(\text{Inv}/\text{GDP})_{it} + \beta_4 \ln(\text{M2}/\text{GDP})_{it} + \beta_5 \Delta \ln \text{Pop}_{it} + \beta_6 \ln \text{Ins}_{it} + \beta_7 \ln \text{REX}_{it} + \beta_8 \ln(\text{GovExp}/\text{GDP})_{it} + \beta_9 \ln \text{Open}_{it} + \beta_{10} \ln \text{Inflation}_{it} + \beta_{11} \Delta \ln \text{TOT}_{it} + \beta_{12} \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} \ln \text{Ins}_{it} + \beta_{13} \ln(\text{REM}/\text{GDP})_{it} \ln(\text{M2}/\text{GDP})_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.4)$$

Autorët përdorin dy metoda vlerësimi të të dhënave panel. Së pari ata përdorin vlerësimin me efekte fikse [FE] por autorët theksojnë që ai mund të çojë në vlerësime jo të qëndrueshëm për shkak të endogjenitetit të mundshëm. Më pas ata përdorin Metodën Dyfazore të Katrorëve më të Vegjël me Efekte Fikse [FE 2SLS] e cila mund të adresojë endogjenitetin dhe për rrjedhojë të ofrojë vlerësime më të besueshëm. Autorët përdorin

disa teste statistikore për të kontrolluar përshtatshmërinë e variablave instrumentale të zgjedhur.

Ata e vlerësojnë modelin e rritjes I duke përdorur si FE ashtu edhe FE 2SLS, secilën në dy versione të modelit që ndryshojnë nga njëri-tjetri në treguesin e zhvillimit financiar të përdorur.

Kur përdoret FE 2SLS dhe treguesi për zhvillimin financiar është DC/GDP variablat e instrumentalizuar janë y_{t-1} , REM/GDP, Inv/GDP dhe DC/GDP [të gjithë në trajtë logaritmi]. Instrumentat janë emigrantë/popullsi, Inv/GDP dhe DC/GDP të zhvendosur me një periudhë mbrapa, Open, y dhe REM/GDP të zhvendosur me dy periudha mbrapa [të gjithë në trajtë logaritmi].

Kur autorët përdorin FE 2SLS dhe ata e matin zhvillimin financiar nëpërmjet M2/GDP variablat e instrumentalizuar janë y_{t-1} , REM/GDP, Inv/GDP dhe M2/GDP ndërsa instrumentat janë emigrantë/popullsi, Inv/GDP dhe M2/GDP të zhvendosur me një periudhë mbrapa, Open, y dhe REM/GDP të zhvendosur me dy periudha mbrapa [të gjithë në trajtë logaritmi].

Vlerësimet FE tregojnë një koeficient statistikiqsh të rëndësishëm negativ për dërgesat e emigrantëve vetëm kur zhvillimi financiar matet nëpërmjet DC/GDP. Kur ai matet nëpërmjet M2/GDP koeficienti i dërgesave të emigrantëve është statistikiqsh jo i rëndësishëm. Vlerësimet e FE 2SLS tregojnë që koeficienti i dërgesave të emigrantëve është statistikiqsh i rëndësishëm dhe negativ pavarësisht matësit të zhvillimit financiar të përdorur. Në vlerësimet e marrë nga FE 2SLS jo të gjithë koeficientët e vlerësuar të variablave të tjerë shpjegues janë statistikiqsh të rëndësishëm. Për shembull, koeficienti i zhvillimit financiar është jo i rëndësishëm pavarësisht matësit të zhvillimit financiar të përdorur.

Pra kur nuk përfshihen variabla ndërveprimi në model vlerësimet sugjerojnë një lidhje negative të dërgesave të emigrantëve me rritjen ekonomike.

Si modeli i rritjes II ashtu edhe modeli i rritjes III vlerësohen duke përdorur FE 2SLS.

Në modelin e rritjes II variablat e instrumentalizuar janë y_{t-1} , REM/GDP, Inv/GDP dhe DC/GDP si dhe dy variablat e ndërveprimit ndërsa instrumentat janë emigrantë/popullsi dhe kjo ndryshore e zhvendosur një periudhë mbrapa; Inv/GDP, REM/GDP, DC/GDP, dhe (REM/GDP \times Ins) të zhvendosur me një periudhë mbrapa; (REM/GDP \times DC/GDP) e zhvendosur me një dhe dy periudha mbrapa; Open, ndryshimi i normës së interesit dhe y të zhvendosur me dy periudha mbrapa; e ardhura e vendit pritës dhe kjo ndryshore e zhvendosur me një periudhë mbrapa [të gjitha në trajtë logaritmi].

Në modelin e rritjes III variablat e instrumentalizuar janë y_{t-1} , REM/GDP, Inv/GDP dhe M2/GDP si dhe dy variablat e ndërveprimit ndërsa instrumentat janë emigrantë/popullsi, M2/GDP, Open, dhe Inv/GDP të zhvendosur me një periudhë mbrapa; ndryshim i normës së interesit, y, Open, GovExp/GDP, REM/GDP, (ndryshim i normës së interesit \times Ins), (REM/GDP \times Ins) të zhvendosur me dy periudha mbrapa [të gjithë variablat në trajtë logaritmi].

Koeficienti i vlerësuar i dërgesave të emigrantëve është negativ dhe statistikiqsh i rëndësishëm pavarësisht matësit të zhvillimit financiar dhe variablës të lidhur të ndërveprimit të përdorur. Ky zbulim është në të njëjtën linjë me zbulimet e mëparshme të studimit. Megjithatë, rezultatet për lidhjen e rritjes ekonomike me zhvillimin financiar janë kontradiktore. Natyra e kësaj lidhjeje varet nga treguesi i zhvillimit financiar i përdorur. Ajo është pozitive dhe statistikiqsh e rëndësishme për treguesin DC/GDP por

negative dhe statistikisht jo e rëndësishme për treguesin M2/GDP të zhvillimit financiar. Përveç kësaj, koeficienti i vlerësuar i variablës së ndërveprimit midis dërgesave të emigrantëve dhe zhvillimit financiar është shumë i ndryshëm në dy modelet. Ai është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm kur zhvillimi financiar matet nga DC/GDP por negativ dhe jo i rëndësishëm kur ai matet nga M2/GDP. Koeficienti i vlerësuar i termit tjetër të ndërveprimit ($REM/GDP \times Ins$) është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm pavarësisht treguesit të zhvillimit financiar dhe termit përkatës të ndërveprimit të përdorur.

Përgjithësisht koeficientët e variablave të tjerë shpjegues kanë shenjë e pritur. Në veçanti, koeficientët e Open dhe Ins ngelen pozitivë dhe të rëndësishëm ndërsa koeficientët e REX, Inflation dhe ndryshimit në termat e tregëtisë përgjithësisht ruajnë rëndësinë dhe shenjat negative. Autorët nuk nxjerrin ndonjë konkluzion për lidhjen e investimit me rritjen ekonomike sepse në modelin II koeficienti i vlerësuar i Inv/GDP është jo i rëndësishëm ndërsa në modelin III është negativ dhe i rëndësishëm. Edhe modeli I jep evidencë kontradiktore për këtë lidhje. Duket sikur dërgesat e emigrantëve mund të luajnë një rol më pozitiv në rritjen ekonomike nëse institucionet e vendit marrës e mbështesin atë.

Imai et al. (2011) përpiqen të vlerësojnë efektin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të 24 vendeve nga Azia dhe Paqësori gjatë periudhës 1980-2009. Analiza e tyre empirike përdor të dhëna vjetore panel të marra kryesisht nga WDI 2011.

Së pari, autorët përdorin një model bazë që është i ngjashëm me atë të përdorur nga Chami et al. (2003). Ai specifikohet si vijon:

$$\Delta y_{it} = \gamma LREM_{it} + \beta X_{it} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

ku Δy është norma e rritjes të PBB për frymë, LREM është logaritmi i dërgesave të emigrantëve (ku dërgesat e emigrantëve llogaritet si shuma e dërgesave të punëtorëve emigrantë dhe kompensimit të punonjësve pjestuar me PBB), X është një vektor përcaktuesish bazë të rritjes ekonomike, η_i është efekti i pavrojtueshëm specifik për vendin dhe ε_{it} është termi i gabimit.

Indekset “i” dhe “t” i referohen përkatësisht vendit të i^{te} dhe periudhës kohore të t^{te}.

X përbëhet nga variablat vijues të kontrollit:

PBB i zhvendosur mbrapa në kohë [PBB real për frymë i zhvendosur 2 vjet mbrapa në kohë i shprehur në trajtë logaritmi], zhvillimi financiar [duke përdorur matësin e zhvillimit të sektorit financiar nga Beck dhe Demirgüç-Kunt (2009), në trajtë logaritmi], inflacioni [i matur nga ndryshimi vjetor në % i CPI, në trajtë logaritmi], lufta civile, bollëku i burimeve [i matur nga exportit i lëndës djegëse si % e exportit të mallrave], hapja e llogarisë së kapitalit [duke përdorur matësin e Chin dhe Ito (2008)] dhe investimi [i matur nga krijimi i kapitalit bruto si % e PBB].

Modeli vlerësohet duke përdorur të dhëna nga të gjithë vendet e shqyrtuara me dhe pa investimin si variabël shpjegues. Metodot e vlerësimit përfshijnë FE, RE, Metodën Dyfazore të Katrorëve më të Vegjël me Efekte Fikse [FE-2SLS], dhe Metodën Dyfazore të Katrorëve më të Vegjël me Efekte të Rastit [RE-2SLS]. PBB i zhvendosur mbrapa në kohë, zhvillimi financiar dhe investimi janë instrumentalizuar me variablat përkatës të zhvendosur mbrapa në kohë ndërsa dërgesat e emigrantëve është instrumentalizuar me dërgesat e emigrantëve të zhvendosur një periudhë mbrapa dhe hendekun e të ardhurave midis secilit vend dhe SHBA.

Testet statistikore të kryera sugjerojnë që instrumentat e përdorur janë të vlefshëm dhe relevantë.

Rezultatet tregojnë një koeficient pozitiv dhe statistikisht të rëndësishëm të dërgesave të emigrantëve në të gjitha rastet. Koeficienti i PBB të zhvendosur në kohë gjithashtu është i rëndësishëm në të gjithë vlerësimet dhe ka shenjë negative, duke konfirmuar kështu pritshmëritë. Koeficienti i vlerësuar i zhvillimit financiar është pozitiv por nuk është i rëndësishëm kur përfshihet investimi në model. Si koeficienti i inflacionit dhe ai i luftës civile janë negativë dhe statistikisht të rëndësishëm në shumicën e vlerësimeve. Ndërsa koeficientët e hapjes së llogarisë të kapitalit dhe bollëkut të burimeve janë pozitivë dhe statistikisht të rëndësishëm në pothuajse të gjithë vlerësimet. Koeficienti i investimeve, kur ky variabël përfshihet në model, gjithashtu është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm në të gjithë vlerësimet.

Më pas, autorët e zgjerojnë modelin themelor duke përfshirë variabla kontrolli shtesë. Ato përfshijnë hapjen tregëtare, mbrojtjen e të drejtave të pronësisë, qëndrueshmërinë e regjimit politik, investimet e huaja direkte (FDI), madhësinë e qeverisë, dhe ndihmën e jashtme.

Hapja tregëtare llogaritet si shumë e eksporteve dhe importeve pjestuar me PBB. Mbrojtja e të drejtave të pronësisë është një matës i cilësisë së institucioneve që bazohet në përkufizimin e Marshall et al. (2009). Qëndrueshmëria e regjimit politik përfaqëson vitet që kanë kaluar që nga ndryshimi më i fundit i regjimit. FDI llogaritet si investimet e huaja direkte ndaj PBB [në trajtë logaritmi] ndërsa ndihma e huaj është ndihma e huaj për zhvillim si % e PBB [në trajtë logaritmi]. Madhësia e qeverisë llogaritet si shpenzimet e qeverisë për konsum final pjestuar me PBB [në trajtë logaritmi].

Këto variabla shtesë kontrolli shtohen njëra pas tjetrës [pa hequr nga modeli variablat e shtuar më herët] me specifikimin përfundimtar që përmban set-in e plotë të variablave shpjegues.

Çdo specifikim vlerësohet si nga FE-2SLS edhe nga RE-2SLS.

Sërish, PBB i zhvendosur mbrapa në kohë, zhvillimi financiar dhe investimi janë instrumentalizuar me variablat përkatës të zhvendosur mbrapa në kohë ndërsa dërgesat e emigrantëve është instrumentalizuar me dërgesat e emigrantëve të zhvendosur një periudhë mbrapa dhe hendekun e të ardhurave midis secilit vend dhe SHBA.

Rezultatet e mëparshme përgjithësisht nuk ndryshojnë kur vlerësohet modeli i zgjeruar. Koeficienti i dërgesave të emigrantëve ngelet pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm në të gjitha specifikimet pavarësisht metodës së vlerësimit të përdorur. Rezultatet e testeve gjithashtu ngelen të pandryshuar.

Kur koeficientët e vlerësuar të hapjes tregëtare dhe mbrojtjes së të drejtave të pronësisë janë statistikisht të rëndësishëm ata janë kryesisht pozitivë. Koeficienti i qëndrueshmërisë së regjimit politik është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm vetëm në vlerësimet me RE-2SLS. Koeficienti i FDI është pozitiv por në shumicën e specifikimeve është statistikisht jo i rëndësishëm. Koeficienti i ndihmës së huaj është negativ dhe statistikisht i rëndësishëm.

Pra, duke u bazuar në rezultatet e dala autorët pretendojnë një kontribut pozitiv të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Pavarësisht modelit empirik të ngjashëm të përdorur, rezultatet e këtij studimi kundërshtojnë rezultatet e Chami et al. (2003) mbi ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Hassan (2011) përpiket të ofrojnë prova të reja për lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Ai përdor një model ekonometrik që rrjedh drejtpërdrejt nga teoria e rritjes duke i mundësuar të vlerësojë në mënyrë më të përshtatshme ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë të vendit marrës. Në dallim, specifikit e pothuajse të gjithë studimeve të mëparshme janë ad hoc. Ato janë modele regresioni shumëfaktoriale që nuk i referohen qartësisht ndonjë modeli teorik rritjeje. Në to variabli i varur është një matës i rritjes ekonomike ndërsa variablat e pavarur përfshijnë një ose disa matës të dërgesave të emigrantëve dhe variabla të tjerë që kanë rezultuar përcaktues të rritjes ekonomike në studimet e mëparshme. Të gjithë studimet e mëparshme përdorin mesatare 5 vjeçare ose 10 vjeçare të normës së rritjes si zëvendësues të normës afatgjatë të rritjes por ashtu siç thekson Hassan (2011) asnjëra prej tyre nuk mund të zëvendësojë në mënyrë të përshtatshme normën e rritjes afatgjatë [në gjendje të qëndrueshme] që nuk mund të vrojtohet.

Për më tepër, në dallim nga shumica e studimeve të mëparshme, në studimin e tij Hassan (2011) bën dallimin midis efektit të drejtpërdrejtë dhe efektit të tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Me efekt të drejtpërdrejtë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike Hassan i referohet modelit të regresionit ku rritja ekonomike është variabli i varur dhe dërgesat e emigrantëve së bashku me variabla të tjerë janë variablat shpjegues. Ky specifikim përdoret në pothuajse të gjitha studimet e mëparshme të rishikuara që përdorin të dhëna për disa vende marrës njëherësh. Hassan beson që kjo qasje mund të çojë në rezultate jo të besueshme kur si variabla shpjegues përdoren dërgesat e emigrantëve së bashku me variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilave ato mund të ndikojnë rritjen ekonomike. Autori e përkufizon efektin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike si ndikimin që dërgesat e emigrantëve kanë në rritjen ekonomike nëpërmjet variablave të ndërmjetëm që përcaktojnë rritjen ekonomike.

Analiza e tij ndjek disa hapa:

Së pari, autori heton efektin e drejtpërdrejtë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke vlerësuar me metoda të ndryshme ekonometrike një model regresioni të ngjashëm me ata të përdorur në shumicën e studimeve të mëparshme. Të dhënat e përdorura u takojnë 40 vendeve me raport dërgesa emigrantësh kundrejt PBB prej të paktën 1% në 2007 dhe mbulojnë periudhën 1960-2007. Në modelin e regresionit përdoren mesatare 5 vjeçare të të dhënave dhe ai vlerësohet duke përdorur 4 metoda të ndryshme vlerësimi. Ato përfshijnë metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS], vlerësuesit e modelit me efekte fikse [FE], vlerësuesit e modelit me efekte të rastit [RE] dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit [SGMM]. Qëllimi i përdorimit të disa metodave të vlerësimit është verifikimi i qëndrueshmërisë së rezultateve. Vlerësimet e dalë nga metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit konsiderohen më të besueshme meqë kjo teknikë vlerësimi është e vetmja ndër ato të përdorura që zbut problemin e endogjenitetit. Rezultatet tregojnë efekt të drejtpërdrejtë zero të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Më pas, autori rivlerëson efektin e drejtpërdrejtë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke përdorur një model më të përshtatshëm që zë fill nga teoria e rritjes. Ky model rrjedh nga modeli i zgjeruar Solow dhe njihet si qasja e Rao. Ai ndihmon të ndriçohet natyra e lidhjes midis dërgesave të emigrantëve dhe normës të rritjes ekonomike në gjendjen e qëndrueshme [SSGR]. Në këtë model regresioni norma e rritjes

ekonomike në gjendjen e qëndrueshme mendohet të përcaktohet nga dërgesat e emigrantëve dhe nëntë variabla të tjerë shpjegues. Këto variabla kanë rezultuar variabla përcaktues të rritjes ekonomike në studimet e mëparshme. Nga këto 9 variabla shpjegues 5 janë variabla të ndërmjetëm sepse dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike tërthorazi nëpërmjet tyre. Ato përfshijnë matësa të akumulimit të kapitalit fizik [investimit], akumulimit të kapitalit human, kursit real efektiv të këmbimit, luhatshmërisë të prodhimit dhe zhvillimit të sektorit financiar.

Funksioni agregat i prodhimit në terma për punëtor jepet nga forma funksionale Cobb-Douglas me kthime konstante dhe progress teknologjik neutral sipas Hicks-it

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad 0 < \alpha < 1 \quad (3.6)$$

ku y = prodhimi për punëtor, A = produktiviteti total i faktorëve (niveli i teknologjisë), k = kapitali për punëtor, t = tregues i kohës dhe α = pjesa e të ardhurave që u takon zotëruesve të kapitalit.

Në modelin Solow teknologjia supozohet të përmirësohet me një normë ekzogjene g

$$A_t = A_0 e^{gT} \quad (3.7)$$

ku A_0 = niveli fillestar i teknologjisë dhe T = koha.

Pra funksioni agregat i prodhimit në terma për punëtor jepet nëpërmjet

$$y_t = A_0 e^{gT} k_t^\alpha \quad (3.8)$$

Duke logaritmuar të dy anët e modelit funksioni i prodhimit jepet si model log-log

$$\ln y_t = \ln A_0 + gT + \alpha \ln k_t \quad (3.9)$$

Në modelin Solow norma e rritjes së prodhimit për punëtor në gjendjen e qëndrueshme [SSGR] është e barabartë me normën ekzogjene të rritjes të produktivitetit total të faktorëve

$$\Delta \ln y_t^* = SSGR = g \quad (3.10)$$

Për të vlerësuar efektin e drejtpërdrejtë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike autori përdor një zgjerim të modelit Solow të përshkruar më sipër, i cili njihet si qasja e Rao

$$y_t = A_0 e^{(g_1 + g_2 Z_t)T} k_t^\alpha \quad (3.11)$$

ku g_1 është konstantja e modelit të regresionit ndërsa Z është një matricë që përmban 10 variabla që mendohet të përcaktojnë rritjen ekonomike. Ato përfshijnë REMRAT [një matës të dërgesave të emigrantëve që llogaritet si dërgesa të emigrantëve ndaj PBB duke përdorur përkufizimin e FMN për dërgesat e emigrantëve], IRAT [një matës i akumulimit të kapitalit fizik i llogaritur si investimi kundrejt PBB], FDIRAT [një matës i investimeve të huaja direkte i llogaritur si investimet e huaja direkte ndaj PBB], GRAT [një matës i madhësisë të qeverisë i llogaritur si shpenzimet qeveritare ndaj PBB], PRAT [norma e inflacionit], TRAT [një matës i hapjes tregëtare i llogaritur si raporti i eksporteve plus importeve ndaj PBB], M2RAT [një matës i zhvillimit financiar i llogaritur si raporti i agregatit monetar M2 ndaj PBB], SCHOOL [një matës i akumulimit të kapitalit human i llogaritur si raporti bruto i regjistrimit në shkollë], REER [kursi real efektiv i këmbimit i matur si çmimi i sektorit të mallrave të tregëtueshëm ndaj çmimit të sektorit të mallrave jo të tregëtueshëm] dhe VOL [një matës i luhatshmërisë të prodhimit i llogaritur si varianca e normës së rritjes nga mesatarja e saj].

Të dhënat janë vrojtme vjetore për 40 vendet me raport dërgesa të emigrantëve kundrejt PBB prej të paktën 1% në 2007. Ato mbulojnë periudhën 1965-2005.

Modeli ekonometrik për t'u vlerësuar është

$$\ln y_{it} = \pi_i + (g_{1i} + g_2 REMRAT_{it} + g_3 IRAT_{it} + g_4 FDIRAT_{it} + g_5 GRAT_{it} + g_6 PRAT_{it} + g_7 TRAT_{it} + g_8 M2RAT_{it} + g_9 SCHOOL_{it} + g_{10} REER_{it} + g_{11} VOL_{it}) \times T + \alpha \ln k_{it} + e_{it} \quad (3.12)$$

treguesit "i" dhe "t" tregojnë përkatësisht vendin "i" dhe periudhën e kohës "t".

$i = 1, \dots, 40$ dhe $t = 1, \dots, 40$

$g_2, g_3, g_4, g_7, g_8, g_9$ dhe g_{10} pritet të jenë pozitivë ndërsa g_5, g_6 dhe g_{11} pritet të jenë negativë.

Sërish disa metoda vlerësimi janë përdorur për të kontrolluar qëndrueshmërinë e rezultateve të dala. Metodën e vlerësimit përfshijnë metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS], vlerësuesin e modeleve me efekte fikse [FE], vlerësuesin e modeleve me efekte të rastit [RE], dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit [SGMM]. Metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit është me e preferuara sepse ajo adreson shqetësimet që lidhen me endogjenitetin. Koeficienti i dërgesave të emigrantëve është negativ dhe statistikisht i rëndësishëm në të gjitha metodat e vlerësimit, duke treguar një rol negativ të dërgesave të emigrantëve në SSGR. Megjithatë, vlera e vlerësuar e α është e arsyeshme vetëm në vlerësimin e modelit me efekte fikse dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit. Kjo vlerë është jashtëzakonisht e lartë kur përdoren dy vlerësuesit e tjerë. Gjithashtu jo të gjithë variablat e ndërmjetëm kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm. Kur përdoret metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit matësi i akumulimit të kapitalit fizik ka koeficient statistikisht jo të rëndësishëm. Koeficienti i kursit real efektiv të këmbimit është statistikisht i rëndësishëm por ka shenjë jo të pritshme ndërsa variablat e tjerë të ndërmjetëm kanë koeficientë të rëndësishëm me shenjë e duhur. Kjo sugjeron që dërgesat e emigrantëve mund të kenë efekt të tërthortë në rritjen ekonomike afatgjatë. Megjithatë, autori ve në dukje që rezultatet e nxjerra mund të mos jenë të besueshme për shkak të kolinearitetit midis dërgesave të emigrantëve dhe variablave të ndërmjetëm.

Koeficientët statistikisht jo të rëndësishëm të disa variablave dhe shenjat jo të pritshme të disa prej koeficientëve në disa metoda vlerësimi e shtynjë autorin të rivlerësojë modelin. Në çdo metodë vlerësimi autori heq të parët variablat shpjegues me koeficientë statistikisht jo të rëndësishëm, duke filluar nga më i parëndësishmi, dhe më pas variablat që kanë koeficientë me shenjë jo të pritshme. Procesi ndalon kur të gjithë variablat shpjegues kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm me shenjat e pritshme. α ngelet e arsyeshme në vlerësimin e modelit me efekte fikse dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit dhe shumë e lartë në dy vlerësuesit e tjerë. Rezultatet sërish sugjerojnë një rol të qëndrueshëm negativ të dërgesave të emigrantëve në SSGR meqë koeficienti i dërgesave të emigrantëve është i rëndësishëm dhe negativ në të gjitha metodat e vlerësimit. Për më tepër, ato tregojnë që ndër variablat e ndërmjetëm të marrë në konsideratë vetëm luhatshmëria e prodhimit, zhvillimi financiar dhe në një shkallë më të vogël kapitali human luajnë rol në përcaktimin e SSGR. Meqënëse disa prej variablave të ndërmjetëm duket sikur ndikojnë SSGR autori supozon se dërgesat e emigrantëve mund të kenë efekt të tërthortë në rritjen ekonomike dhe përpiqet t'a vlerësojë atë. Megjithatë, për sa kohë që dërgesat e emigrantëve përdoren njëkohësisht me variablat e ndërmjetëm si variabla shpjegues rezultatet ngelen të debatueshme.

Së fundi, vlerësohet efekti i tërthortë i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Për t'a bërë më koherent diskutimin e efektit të tërthortë të dërgesave të emigrantëve në

rritjen ekonomike ne kemi vendosur të risistemojmë pjesët përbërëse të këtij diskutimi. Megjithatë kjo nuk ndryshon rezultatet e nxjerra nga autori. Ne diskutojmë së pari përcaktuesit e rritjes ekonomike afatgjatë të pasuar nga shqyrtimi i lidhjes dërgesa të emigrantëve-variabla të ndërmjetëm dhe përfundimisht efektin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Autori rivlerëson modelin ekonometrik të përdorur më herët i cili rrjedh nga modeli i zgjeruar Solow por pa përfshirë matësin e dërgesave të emigrantëve te variablat shpjegues të SSGR. Pra modeli i regresionit që vlerësohet është i njëjtë si (3.12) përveç dërgesave të emigrantëve që nuk përfshihet si variabël shpjegues. Siç u theksua më sipër prania e njëkohëshme e dërgesave të emigrantëve dhe variablave të ndërmjetëm si variabla shpjegues të SSGR mund të çojë në rezultate jo të besueshme për shkak të korelacionit të mundshëm midis tyre. Prandaj variablat shpjegues përfshijnë 5 variabla të ndërmjetëm dhe 4 variabla të tjerë [jo të ndërmjetëm].

Qëllimi i autorit në këtë pjesë të diskutimit është të identifikojnë variabla që ndikojnë normën afatgjatë të rritjes ekonomike duke u kushtuar vëmendje të veçantë variablave të ndërmjetëm të mundshëm.

Vlerësuesit janë të njëjtë me ata të përdorur më herët. Midis tyre më të preferuar janë metoda e efekteve fikse [FE] dhe metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit [SGMM]. Megjithatë, vlerësimet e marrë nga metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit konsiderohen më të besueshmit meqë kjo metodë është e vetmja që adreson endogjenitetin. Zgjedhja përbëhet nga po të njëjtët 40 vende me dërgesa të emigrantëve të larta dhe periudha e të dhënave është 1965-2005. Vlerësimet e marrë nga metoda e e përgjithësuar e momenteve të sistemit tregojnë që jo të gjithë variablat shpjegues të përdorur kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm. Gjithashtu ka variabla shpjegues që kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm me shenja jo të pritshme.

Ndër variablat e ndërmjetëm koeficienti i akumulimit të kapitalit human është statistikisht jo i rëndësishëm ndërsa koeficienti i akumulimit të kapitalit fizik dhe ai i kursit real efektiv të këmbimit janë statistikisht të rëndësishëm por kanë shenja negative çka nuk pritej. Koeficientët e luhatshmërisë së prodhimit dhe zhvillimit financiar janë statistikisht të rëndësishëm dhe kanë shenjat e pritshme. Luhatshmëria e prodhimit ndikon negativisht normën afatgjatë të rritjes ndërsa zhvillimi financiar duket sikur luan rol pozitiv në rritjen ekonomike afatgjatë.

Të gjithë variablat jo të ndërmjetëm shpjegues janë relevantë sepse të gjithë ata kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm. Koeficientët e vlerësuar kanë shenjat e pritshme përveç atij të hapjes tregëtare që çuditërisht është negativ. Rezultatet duket të sugjerojnë një rol pozitiv të investimeve të huaja direkte [FDI] në rritjen ekonomike afatgjatë dhe një rol negativ të inflacionit dhe shpenzimeve qeveritare.

Autori e rivlerëson modelin duke përdorur vetëm metodën e efekteve fikse dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit pas heqjes të variablave jo të rëndësishëm. Vlerësimet e dalë janë të ngjashëm me ato të nxjerrë më herët. Vlerësimet e metodës të përgjithësuar të momenteve të sistemit sërish tregojnë që variablat e ndërmjetëm relevantë janë luhatshmëria e prodhimit, zhvillimi financiar, kursi real efektiv i këmbimit dhe akumulimi i kapitali fizik. Përveç akumulimit të kapitalit fizik koeficientët e variablave të ndërmjetëm të tjerë relevantë kanë shenjat e pritshme dhe ruajnë madhësitë. Koeficienti i akumulimit të kapitalit fizik është i vështirë për t'u interpretuar dhe për këtë arsye matësi i akumulimit të kapitalit fizik hiqet nga specifikimi, i cili më pas rivlerësohet

duke përdorur metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit. Rezultatet nuk ndryshojnë. Autori arrin në përfundimin që variablat e ndërmjetëm që duket të luajnë një rol në rritjen ekonomike afatgjatë janë zhvillimi i sektorit financiar, luhatshmëria e prodhimit dhe kursi real efektiv i këmbimit. Ai më pas përpiket të vlerësojë ndikimin e dërgesave të emigrantëve në secilin prej këtyre variablave të ndërmjetëm.

Dërgesat e emigrantëve dhe zhvillimi financiar

Hassan (2011) nënvizon që teorikisht roli i dërgesave të emigrantëve në zhvillimin financiar të vendit marrës të dërgesave është i paqartë. Dërgesat e emigrantëve që depozitohen në institucionet depozituese rritin depozitat. Këto depozita shtesë mund të përdoren për të financuar kredidhënien për sektorin privat duke rezultuar në më shumë kredi për bizneset private. Tërthorazi, këto fonde shtesë mund të rezultojnë në më shumë produkte financiare të shitura prej institucioneve depozituese të cilët do të përpiqen të plotësojnë nevojat e depozituesve të dërgesave të emigrantëve duke u ofruar atyre një shumëllojshmëri produktesh financiare të tjera. Më shumë depozita së bashku me më shumë kredi për sektorin privat si dhe më shumë produkte financiare të shitura përkthehen në një sistem financiar më të zhvilluar.

Megjithatë, ndonëse depozitat mund të rriten për shkak të dërgesave të emigrantëve të depozituara këto fonde shtesë të kanalizuar nëpërmjet institucioneve depozitues mund të përdoren për të financuar defiqitin e sektorit publik në vend të financimit të bizneseve private. Në këtë skenar ato mund të kenë vetëm një rol të vogël pozitiv në zhvillimin financiar. Nëse për një mori arsyesh dërgesat e emigrantëve nuk depozitohen ato nuk do të rritin depozitat dhe rrjedhimisht nuk do të zgjerojnë kredidhënien formale për sektorin privat. Në këtë rast dërgesat e emigrantëve nuk mund të luajnë ndonjë rol në zhvillimin financiar. Disa studime empirike janë përpjekur të vlerësojnë lidhjen dërgesa të emigrantëve-zhvillim financiar. Hassan thekson që studimet e mëparshme sjellin prova në favor të rolit pozitiv të dërgesave të emigrantëve në zhvillimin financiar të vendit marrës. Modeli ekonometrik i përdorur nga Hassan paraqet zhvillimin financiar si funksion linear të dërgesave të emigrantëve dhe variablave të tjerë shpjegues. Modeli i regresionit paraqitet

$$FD_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 REMRAT_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \quad (3.13)$$

Variabli i varur FD është një matës i zhvillimit financiar dhe përkufizohet si raporti i M2 me PBB. Përdoret përkufizimi i FMN për M2 për të llogaritur këtë raport, që konsiderohet si matësi më i gjerë i zhvillimit financiar.

Variabli kryesor shpjegues është REMRAT [një matës i dërgesave të emigrantëve hyrëse që përkufizohet si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB]. Matrica X përmban variabla të tjerë shpjegues që kanë rezultuar përcaktues të zhvillimit financiar në studimet e mëparshme. Ata janë:

LYL [një matës i madhësisë të vendit i përkufizuar si logaritmi i PBB në USD konstantë të vitit 2000], PCY [PBB për frymë i shprehur në USD konstantë të vitit 2000], PRAT [norma e inflacionit e llogaritur si ndryshimi vjetor në përqindje i deflatorit të PBB], TRAT [një matës i hapjes së llogarisë korrente i përkufizuar si raporti i importeve plus eksporteve të të mirave dhe shërbimeve me PBB] dhe FLOW [një matës i hapjes financiare i përkufizuar si raporti i investimeve të huaja direkte plus ndihmës së huaj me PBB].

Treguesit “i” dhe “t” tregojnë përkatësisht vendin “i” dhe periudhën e kohës “t”. Meqë të dhënat u përkasin 40 vendeve me dërgesa të emigrantëve kundrejt PBB prej të paktën 1%, gjatë periudhës 1965-2005, $i = 1, \dots, 40$ dhe $t = 1, \dots, 40$.

Koeficientët e vlerësuar të REMRAT, LYL, PCY, TRAT dhe FLOW pritet të kenë shenja pozitive ndërsa koeficienti i vlerësuar i PRAT pritet të jetë negativ.

4 metoda vlerësimi janë përdorur për të verifikuar qëndrueshmërinë e vlerësimeve. Ato janë metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël [OLS], metoda e efekteve fikse [FE], metoda e efekteve të rastit [RE] dhe metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit [SGMM]. Metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit është vlerësuesi më i mirë sepse zbut endogjenitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve. Testi Breusch-Pagan i jep mbështetje metodës së efekteve fikse kundrejt metodës së efekteve të rastit. Për rrjedhojë SGMM dhe FE janë më të përshtatshme se dy metodat e tjera por vlerësimet e SGMM konsiderohen më të besueshmit. Si në metodën FE edhe në metodën GMM koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë statistikisht të rëndësishëm dhe kanë shenjat e pritshme. Vlerësimet e SGMM tregojnë që të gjithë variablat shpjegues përjashtuar PCY janë relevantë për t’u përfshirë në model. Për më tepër, koeficientët e vlerësuar të tyre kanë shenjat e pritshme. Studimi i Hassan (2011) konfirmon rezultatet e studimeve të mëparshme për këtë çështje duke sugjeruar një kontribut pozitiv të dërgesave të emigrantëve në zhvillimin financiar të vendit marrës.

Dërgesat e emigrantëve dhe luhatshmëria e prodhimit

Hassan (2011) gjithashtu përpiqet të vlerësojë rolin që dërgesat e emigrantëve luajnë në luhatshmërinë e prodhimit në vendin marrës. Ai mbështet idenë që nga një perspektivë teorike përgjigjja është e dyshimtë. Në njërën anë, nëse dërgesat e emigrantëve janë të konsiderueshme dhe ekonomia marrëse bëhet e varur nga ato cilësia e qeverisjes mund të bjerë sepse marrësit e dërgesave mund të bëhen më pak të interesuar për të monitoruar sjelljen e qeverisë. Kjo mund të çojë në vendimmarrje jo cilësore nga qeveria, e cila mund të rrisë luhatshmërinë makroekonomike në vendin marrës (Abdih et al. 2008). Në anën tjetër, dërgesat e emigrantëve kanë rezultuar të jenë burim më i qëndrueshëm fondesh se burimet e tjera të jashtme të kapitalit (Ratha 2003). Për më tepër, ato janë kundër-ciklike (Chami et al. 2008). Këto dy karakteristika kanë ndërlikime të rëndësishme si për konsumin edhe për investimin në vendin marrës. Këto fonde shtesë mund t’u lejojnë marrësve të ruajnë konsumin përgjatë kohës. Nëpërmjet lehtësimit të kufizimeve të kreditit dërgesat e emigrantëve gjithashtu mund të ndihmojnë të stabilizojnë investimin përgjatë kohës. Stabilitetin i këtyre dy komponentëve kontribuon në stabilitetin e përgjithshëm makroekonomik të vendit marrës.

Analiza ekonometrike mund të ndihmojë të qartësojë rolin që dërgesat e emigrantëve luajnë në luhatshmërinë e prodhimit. Autori ve në dukje që studimet e mëparshme empirike raportojnë rezultate të ngjashme. Rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve pakësojnë luhatshmërinë e prodhimit në vendin marrës të këtyre transfertave.

Duke përdorur të dhëna të tjera dhe një model regresioni pak të ndryshëm nga studimet e mëparshme, Hassan përpiqet të sigurojë prova të tjera rreth natyrës së kësaj lidhjeje. Modeli i adoptuar i regresionit është

$$VOL_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 REMRAT_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \quad (3.14)$$

ku VOL përkufizohet si varianca e normës së rritjes të PBB real për frymë nga mesatarja. REMRAT përkufizohet si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB dhe është variabli më i rëndësishëm shpjegues.

X është një matricë variablash që rezultojnë përcaktues të luhatshmërisë të normës së rritjes ekonomike në studimet e mëparshme. Ajo përfshin:

FLOW [një matës të kapitalit të huaj i llogaritur si raporti i investimeve të huaja direkte plus ndihmës zyrtare të zhvillimit me PBB], TRAT [një matës i hapjes tregëtare i llogaritur si raporti i importeve plus eksporteve me PBB], GRAT [një matës i madhësisë të qeverisë i llogaritur si raporti i shpenzimeve qeveritare me PBB], VINFLAT [i llogaritur si varianca e normës së inflacionit nga mesatarja e saj] dhe VMONEY [e llogaritur si varianca e raportit të agregatit monetar M1 me PBB nga mesatarja].

Si zakonisht “i” i referohet vendit të i^{të} ndërsa “t” periudhës të t^{të}.

Zgjedhja përbëhet nga të njëjtat 40 vende me sasi të larta dërgesash të emigrantëve hyrëse. Vrojtimit i përkasin periudhës 1965-2005.

Duke u mbështetur në arsyetimin ekonomik autori pret që koeficientët e FLOW, VINFLAT dhe VMONEY të jenë pozitivë. Ai e ka të vështirë të parashikojë shenjat e koeficientëve të variablave të tjerë shpjegues.

Siç mund të pritej vlerësuesit janë metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël [OLS], metoda e efekteve fikse [FE], metoda e efekteve të rastit [RE], dhe metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit [SGMM]. Metoda e përgjithësuar e momenteve të sistemit është sërish më e preferuara për shkak të aftësisë të saj për të zbutur endogjenitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve, të cilin tri metodat e tjera nuk e marrin në konsideratë. Testi Breusch-Pagan tregon që FE është më e përshtatshme se RE. Koeficientët e dërgesave të emigrantëve janë statistikisht të rëndësishëm me shenja negative në të gjithë vlerësuesit. Në vlerësimet e dalë nga përdorimi i SGMM koeficientët e variablave shpjegues janë statistikisht të rëndësishëm me shenjat e pritshme përveç koeficientit të TRAT që nuk është statistikisht i rëndësishëm. Ata ruajnë shenjat dhe madhësitë e tyre kur autorët e rivlerësojnë modelin duke përdorur SGMM pas heqjes të variablës jorelevante TRAT.

Studimi i Hassan (2011) përforcon gjetjet e studimeve të mëparshme duke ofruar prova shtesë rreth rolit stabilizues të dërgesave të emigrantëve në ekonominë marrëse.

Dërgesat e emigrantëve dhe Kursi Real Efektiv i Këmbimit

Kursi Real Efektiv i Këmbimit [REER] është një matës i konkurrueshmërisë të një vendi në tregjet globale dhe përkufizohet si raporti i çmimit të mallrave të tregëtueshëm me çmimin e mallrave jo të tregëtueshëm, në atë vend (Montiel dhe Hinkle 1999). Në dallim nga mallrat e tregëtueshëm, mallrat jo të tregëtueshëm duhet të prodhohen brenda vendit. Mallrat jo të tregëtueshëm më tipikë janë shërbimet.

Një rënie e REER nënkupton një vlerësim të REER dhe rezulton në një përkeqësim të konkurrueshmërisë të atij vendi ndërsa një rritje e REER nënkupton një zhvlerësim të REER dhe rezulton në një përmirësim të konkurrueshmërisë të vendit. Nga një këndvështrim teorik hyrja e dërgesave të emigrantëve mund të shkaktojë një vlerësim të REER në vendin marrës të dërgesave të emigrantëve sepse dërgesat e emigrantëve mund të rezultojnë në rritje të kërkesës për mallrat jo të tregëtueshëm çka rrit çmimin ekuilibër të tyre. Me çmimin e mallrave të tregëtueshëm të dhënë sepse ai përcaktohet në tregjet botërore rritja e çmimit të mallrave jo të tregëtueshëm rezulton në një rënie të REER.

Rezultatet e studimeve empirike të mëparshme e mbështetin deri diku këtë hipotezë por ato nuk janë unanimesë. Hassan (2011) i bashkangjitet këtij diskutimi empirik. Ai përdor një model ekonometrik që në thelb është mjaft i ngjashëm me modelet e përdorur në studimet e mëparshme.

Në këtë model variabli i varur është REER ndërsa variablat e pavarur përfshijnë një matës të dërgesave të emigrantëve dhe variabla të tjerë shpjegues.

$$REER_{it} = \beta_{i0} + \beta_1 REMRAT_{it} + \beta_2 X_{it} + e_{it} \quad (3.15)$$

ku siç u shpjegua më sipër REER i referohet kursit real efektiv të këmbimit dhe llogaritet si raporti i çmimit të sektorit të mallrave të tregëtueshëm me çmimin e sektorit të mallrave jo të tregëtueshëm. Çmimi i sektorit të mallrave të tregëtueshëm zëvendësohet [përafrohet] me deflatorin mesatar të çmimeve të sektorëve të bujqësisë, industrisë dhe prodhimit ndërsa çmimi i sektorit të mallrave jo të tregëtueshëm zëvendësohet nga deflatori i çmimit të sektorit të shërbimit. REMRAT është një matës i dërgesave të emigrantëve që llogaritet si raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB, ku dërgesat e emigrantëve llogariten bazuar në përkufizimin më të gjerë të dërgesave të emigrantëve. X është një matricë që përfshin variablat shpjegues vijues:

FLOW [një matës të kapitalit të huaj i llogaritur si raporti i investimeve të huaja direkte plus ndihmës zyrtare të zhvillimit me PBB], TRAT [një matës i hapjes tregëtare i llogaritur si raporti i eksporteve plus importeve me PBB], LPCY [një matës i progresit teknologjik i llogaritur si logaritmi i PBB real për frymë në USD konstantë të vitit 2000], GRAT [një tregues i madhësisë të qeverisë i llogaritur si raporti i shpenzimeve qeveritare me PBB], USI [një matës i normës botërore të interesit i llogaritur si norma 6-mujore reale e interesit në SHBA] dhe LTOT [një matës i termave tregëtarë i llogaritur si logaritmi i raportit në përqindje të indeksit të çmimeve të eksportit ndaj indeksit korespondues të çmimeve të importit, të matur kundrejt vitit bazë 2000].

“i” i referohet vendit të i^{te} ndërsa “t” periudhës kohore të t^{te}.

Zgjedhja përbëhet nga të njëjtët 40 vende me dërgesa të emigrantëve hyrëse të larta. Vrojtimit i përkasin periudhës 1965-2005.

Koeficientët e FLOW dhe LPCY priten të jenë negativë ndërsa koeficienti i TRAT priten të jetë pozitiv. Koeficientët e variablave të tjerë shpjegues mund të jenë negativë ose pozitivë.

4 vlerësues që përfshijnë metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS], metodën e efekteve fikse [FE], metodën e efekteve të rastit [RE] dhe metodën e përgjithësuar të momenteve të sistemit [SGMM] përdoren për të verifikuar qëndrueshmërinë e rezultateve. SGMM është e vetmja metodë vlerësimi midis atyre të përdorura që zbut endogjenitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve. Kjo e bën atë vlerësuesin më të preferuar. Testi Breusch-Pagan tregon që FE është më e përshtatshme se RE. Koeficienti i dërgesave të emigrantëve është statistikisht i rëndësishëm dhe negativ në të katërt metodat e vlerësimit të përdorura duke sugjeruar një lidhje të qëndrueshme negative dërgesa të emigrantëve-REER. Kjo gjetje sugjeron që dërgesat e emigrantëve vlerësojnë REER. Vlerësimet e marrë nga zbatimi i SGMM gjithashtu sugjerojnë që të gjithë variablat shpjegues përveç LTOT kanë koeficientë statistikisht të rëndësishëm. Megjithatë, koeficienti i FLOW është pozitiv jo vetëm kur vlerësues është SGMM por edhe në tri vlerësuesit e tjerë. Kjo nuk duket të përbëjë shqetësim për autorin sepse ai nuk përpiket të rivlerësojë modelin pa përfshirë FLOW. Nuk është e njëjta gjë për LTOT, koeficienti i së cilës është statistikisht jo i rëndësishëm në të gjithë vlerësuesit e përdorur.

Autori e heq LTOT nga modeli dhe e rivlerëson atë duke përdorur SGMM. Shenjat e koeficientëve të vlerësuar nuk ndryshojnë.

Pra Hassan (2011) gjen që dërgesat e emigrantëve ndikojnë variablat e ndërmjetëm që u identifikuan prej tij si përcaktues të rritjes ekonomike afatgjatë. Ky zbulim ofron prova në favor të hipotezës të efektit të tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Detyra e rradhës e tij është të vlerësojë efektin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike.

Fillimisht, autori vlerëson ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike nëpërmjet çdo variabli të ndërmjetëm dhe më pas i mbledh këto kontribute për të llogaritur efektin e tërthortë total të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Ai llogarit efektin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike nëpërmjet çdo variabli të ndërmjetëm duke shumëzuar koeficientin e vlerësuar të variablit të ndërmjetëm në funksionin e prodhimit me koeficientin e vlerësuar të dërgesave të emigrantëve në ekuacionin përkatës të variablit të ndërmjetëm. Një rritje prej 1 pikë [1/100 e pikës përqindje] e REMRAT rrit normën e rritjes afatgjatë nëpërmjet variablave të ndërmjetëm VOL, M2RAT, dhe REER përkatësisht me 0.003 pikë [0.3 pikë përqindje], 0.0004 pikë [0.04 pikë përqindje] dhe 0.0015 pikë [0.15 pikë përqindje]. Pra një rritje prej 1 pikë e REMRAT tërthorazi rrit normën e rritjes afatgjatë nëpërmjet këtyre tri variablave të ndërmjetëm me përafërsisht 0.5 pikë përqindje. Dërgesat e emigrantëve duket të kontribuojnë pozitivisht në rritjen ekonomike afatgjatë nëpërmjet variablave të ndërmjetëm të luhatshmërisë së prodhimit, zhvillimit financiar dhe kursit real efektiv të këmbimit.

Edhe Ben Mim dhe Ben Ali (2012) përpiqen jo vetëm të vlerësojnë empirikisht ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike por edhe të identifikojnë mënyrat nëpërmjet të cilave realizohet ai. Ata përdorin metoda vlerësimi të të dhënave panel për të arritur këto objektiva. Të dhënat e përdorura janë vrojtme vjetore për 15 vende të Lindjes së Mesme dhe Afrikës së Veriut [MENA] për periudhën 1980-2009. Analiza e tyre ndjek hapat vijues:

Si hap të parë autorët vlerësojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike duke marrë në shqyrtim të 15 vendet. Modeli ekonometrik i përdorur është

$$Growth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Rem_{it} + \alpha_2 X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.16)$$

ku Growth është norma e rritjes vjetore të PBB për frymë, Rem është raporti i dërgesave të emigrantëve me PBB, X është një matricë variablash kontrolli përcaktues potencialë të rritjes ekonomike, μ_i është një efekt specifik për vendin dhe ε_{it} është termi i gabimit. Si zakonisht treguesi “i” i referohet vendit të i^{të} ndërsa “t” i referohet periudhës kohore të t^{të}. X përbëhet nga logaritmi i normës së investimit [i matur si logaritmi i raportit të krijimit të kapitalit fiks me PBB], logaritmi i zhvillimit të kapitalit human [i matur nga logaritmi i normës së regjistrimit në arsimin e mesëm], logaritmi i normës së rritjes së popullsisë, hapja tregëtare [e matur si raporti i eksporteve plus importeve me PBB], zhvillimi financiar [i matur si kredia ndaj sektorit privat pjestuar me PBB], politika fiskale [e matur nëpërmjet shpenzimeve qeveritare] dhe logaritmi i PBB fillestar [i matur nga logaritmi i PBB të zhvendosur në kohë].

Autorët përdorin tri metoda vlerësimi që përfshijnë OLS, Modelin me Efekte të Rastit dhe SGMM. Konkluzionet kryesisht bazohen tek vlerësimet e SGMM sepse në dallim nga metodat e tjera të vlerësimit të përdorura ajo përballet me gabimet në matje të dërgesave të emigrantëve, zhvillimit të kapitalit human dhe zhvillimit financiar si dhe me

shkakësinë e dyfishtë të dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike nga njëra anë dhe zhvillimit financiar dhe rritjes ekonomike në anën tjetër. Koefficienti i matësit të dërgesave të emigrantëve është pozitiv në të gjitha vlerësimet por vetëm në vlerësimet e dalë nga aplikimi i SGMM koefficienti i dërgesave të emigrantëve është statistikisht i rëndësishëm. Në vlerësimet e SGMM koefficientët e variablave të kontrollit përveç kredisë ndaj sektorit privat dhe shpenzimeve qeveritare janë statistikisht të rëndësishëm dhe kanë shenjat e pritshme. Pra rezultatet sugjerojnë një lidhje pozitive të dërgesave të emigrantëve me rritjen ekonomike.

Si hap të dytë autorët përpiqen të identifikojnë variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilave dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike duke u përqëndruar te investimi dhe konsumi.

Modeli i investimit i përdorur është

$$Investment_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rem_{it} + \beta_2 X_1 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.17)$$

ku Investimi matet si investim pjestuar me PBB, Rem përfaqëson dërgesat e emigrantëve të përkufizuara si më sipër dhe X është një matricë që përbëhet nga norma e rritjes së PBB për frymë dhe kosto e kapitalit (e matur nëpërmjet normës së interesit të kredidhënies).

Modeli i konsumit është

$$pconsumption_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Rem_{it} + \gamma_2 X_2 + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.18)$$

ku pconsumption është konsumi real për frymë ndërsa X përfshin PBB real për frymë dhe normën e interesit të depozitës.

Vlerësimet e SGMM tregojnë që koefficienti i dërgesave të emigrantëve është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm në të dyja modelet por mjaft më i lartë në modelin e konsumit. Dërgesat e emigrantëve duket të kenë ndikim pozitiv si te investimi edhe te konsumi por rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve shpenzohen kryesisht për konsum.

Në kërkim për më shumë prova autorët llogaritin si korelacionin midis investimit dhe dërgesave të emigrantëve ashtu edhe korelacionin midis rritjes ekonomike dhe dërgesave të emigrantëve për secilin prej vendeve në zgjedhje. Rezultatet ndryshojnë midis vendeve por autorët venë re që 6 nga 7 vendet që kanë korelacion pozitiv midis investimit dhe dërgesave të emigrantëve kanë korelacion pozitiv midis rritjes ekonomike dhe dërgesave të emigrantëve. Ata e interpretojnë këtë gjetje si provë në favor të ekzistencës së një “kanali” investim nëpërmjet të cilit dërgesat e emigrantëve ndikojnë rritjen ekonomike.

Për të konfirmuar më tej këtë konkluzion ata e ndajnë zgjedhjen në 2 nënzgjedhje duke u bazuar në koefficientin mesatar të korelacionit të dërgesave të emigrantëve me investimin. Dy nënzgjedhjet që rezultojnë autorët i emërtojnë vendet me korelacion të lartë dhe vendet me korelacion të ulët. Më pas autorët aplikojnë modelin e rritjes (3.16) në secilën prej nënzgjedhjeve. Vlerësimet e SGMM tregojnë që koefficienti i dërgesave të emigrantëve është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm për vendet me korelacion të lartë ndërsa ai është negativ dhe statistikisht jo i rëndësishëm për vendet me korelacion të ulët. Megjithatë, jo të gjithë koefficientët e variablave të kontrollit kanë shenjat e pritshme. Rezultatet duket të mbështesin gjetjen e mëparshme që dërgesat e emigrantëve nxitin rritjen ekonomike nëpërmjet investimit. Modeli i investimit (3.17) dhe modeli i konsumit (3.18) gjithashtu aplikohen në secilën prej dy nënzgjedhjeve. Vlerësimet e SGMM të modelit të investimit tregojnë që koefficienti i dërgesave të emigrantëve është pozitiv dhe statistikisht i rëndësishëm vetëm për vendet me korelacion të lartë, ndërsa ato të modelit të konsumit tregojnë që koefficienti i dërgesave të emigrantëve është pozitiv dhe

statistikisht i rëndësishëm për të dy nënzgjedhjet. Pra dërgesat e emigrantëve ndikojnë investimin vetëm në nënzgjedhjen me korelacion të lartë.

Autorët fokusohen edhe në kapitalin human si një variabël i ndërmjetëm i mundshëm. Për të marrë rezultate të besueshme ata vlerësojnë 3 versione të ndryshme të modelit të rritjes (3.16). Së pari, ata vlerësojnë modelin e rritjes pa përfshirë kapitalin human për të gjithë zgjedhjen. Më pas, ata vlerësojnë modelin e rritjes (3.16) pasi heqin matësin e dërgesave të emigrantëve. Së fundi, ata vlerësojnë modelin e rritjes (3.16) pasi heqin dërgesat e emigrantëve dhe futin një variabël ndërveprimi (dërgesa të emigrantëve \times kapital human) në vendin e saj. Rezultatet sugjerojnë një kontribut pozitiv të dërgesave të emigrantëve për zhvillimin e kapitalit human.

Për të konfirmuar më tej këtë gjetje ata vlerësojnë një model regresioni që shpjegon zhvillimin e kapitalit human. Modeli i zhvillimit të kapitalit human është

$$school_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 Rem_{it} + \lambda_2 pcgdp_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3.19)$$

Variabli i varur *school* përkufizohet si më sipër. Variablat shpjegues janë dërgesat e emigrantëve dhe PBB për frymë [të dy të përkufizuar si më sipër]. Vlerësimet e SGMM konfirmojnë gjetjen e mësipërme.

Autorët arrijnë në përfundimin që ndër ato 15 vende të Lindjes së Mesme dhe Afrikës Veriore ku dërgesat e emigrantëve nxisin rritjen ekonomike ndikimi i tyre në rritjen ekonomike realizohet nëpërmjet investimit dhe/ose zhvillimit të kapitalit human.

Gjini (2013) gjithashtu ve në dukje shumëllojshmërinë e rezultateve të studimeve empirike që hetojnë rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve marrës. Ai përpiqet të sigurojë prova shtesë rreth natyrës së kësaj lidhjeje duke eksploruar ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të 12 vendeve të Europës Qëndrore dhe Lindore [CEE]. Shqipëria është midis këtyre 12 vendeve të marra në shqyrtim. Sipas përkufizimit të Bankës Botërore (2012) vendet e shqyrtuara përfshihen në një nga dy kategoritë: vende me të ardhura të larta ose vende me të ardhura të mesme të larta.

Meqë efekti i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike mund të ndikohet nga niveli i të ardhurave të vendit marrës autori e eksploron këtë lidhje për të gjithë vendet dhe për secilën prej dy kategorive.

Të dhënat janë vrojtme vjetore të marra nga Treguesit e Zhvillimit të Bankës Botërore (2012). Ato përbëjnë një panel të balancuar të dhënash për periudhën 1996-2010. Modeli ekonometrik bazë rrjedh nga një funksion prodhimi i thjeshtë Cobb-Douglas

$$\ln gdp = \beta_0 + \beta_1 \ln rem_{it} + \beta_2 \ln gcf_{it} + \beta_3 \ln fdi_{it} + \beta_4 \ln tot_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.20)$$

ku $\ln gdp$ është logaritmi natyror i PBB real për frymë [PBB për frymë matet në USD konstantë të vitit 2000], $\ln rem$ është logaritmi natyror i dërgesave të emigrantëve për frymë [dërgesat e emigrantëve llogariten si shuma e dërgesave të punëtorëve emigrantë dhe kompensimit të punonjësve dhe maten në USD aktualë], $\ln gcf$ është logaritmi natyror i formimit të kapitalit bruto për frymë [kapitali bruto për frymë matet në USD konstantë të vitit 2000 dhe llogaritet duke përdorur metodën e inventarit të vazhdueshëm], $\ln fdi$ është logaritmi natyror i investimeve të huaja direkte hyrëse neto kundrejt PBB, $\ln tot$ është logaritmi natyror i termave tregëtarë [termat tregëtarë llogariten si raporti i importeve plus eksporteve me PBB nominal].

Si zakonisht i i referohet vendit të t^i ndërsa t periudhës të t^i .

Autori bën supozime të ndryshme në lidhje me konstanten dhe koeficientët e pjerrësisë të modelit të regresionit. Për rrjedhojë ai zhvillon tri modele me efekte fikse [FE].

Modeli I me Efekte Fikse bazohet në supozimin që konstantja dhe koeficientët e pjerësisë janë konstantë përgjatë vendeve dhe kohës.

Modeli II me Efekte Fikse bazohet në supozimin që vetëm konstantja ndryshon midis dy grupeve të vendeve.

Modeli III me Efekte Fikse mbështetet në supozimin që si konstantja edhe koeficientët e pjerrësisë ndryshojnë midis dy grupeve të vendeve.

Si Modeli II me Efekte Fikse edhe Modeli III me Efekte Fikse përfshijnë variabla “dummy”.

Rezultatet e qasjes Im, Pesaran dhe Shin [IPS] mbështesin ekzistencën e një marrëdhënieje afatgjatë midis variablit të varur dhe variablave të pavarur të zgjedhur. Koeficientët e përcaktimit [R^2] për Modelin I, Modelin II dhe Modelin III janë përkatësisht 0.77, 0.87 dhe 0.89 duke treguar përshtatje shumë të mirë të modeleve me të dhënat.

Rezultatet e Modelit I tregojnë që të gjithë variablat shpjegues të përfshirë në model janë relevantë. Për më tepër, rem dhe fdi kanë koeficientë negativë ndërsa dy variablat e tjerë shpjegues kanë koeficientë pozitivë.

Rezultatet e vlerësuar të Modelit II sërish tregojnë që të gjithë variablat e pavarur të modelit janë relevantë. Shenjat e koeficientëve të vlerësuar janë të njëjta me ato që rezultuan nga vlerësimi i Modelit I. Konstantja e regresionit është pak më e vogël për vendet me të ardhura të mesme të larta krahasuar me vendet me të ardhura të larta.

Vlerësimi i Modelit III tregon që jo të gjithë variablat e pavarur janë relevantë për t'u përfshirë në model. Përveç kësaj, vihet re që rezultatet ndryshojnë midis dy grupeve të vendeve. Koeficienti i vlerësuar i dërgesave të emigrantëve është pozitiv dhe statistikisht jo i rëndësishëm në vendet me të ardhura të larta por negativ dhe statistikisht i rëndësishëm në vendet me të ardhura të mesme të larta. Koeficienti i fdi është negativ dhe statistikisht i rëndësishëm në të dy grupet e vendeve. Koeficientët e gcf dhe tot janë pozitivë për të dyja grupet por koeficienti i gcf për vendet me të ardhura të mesme të larta është statistikisht jo i rëndësishëm.

Në tërësi, provat duket të flasin në favor të një lidhjeje negative dërgesa të emigrantëve- rritje ekonomike që autori e interpreton si kontribut negativ të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Ai përlllogarit që një rritje prej 10% në dërgesat e emigrantëve pakëson PBB real për frymë me përafërsisht 0.9%. Gjini (2013) qartazi ve në dukje nevojën për të kuptuar rolin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të këtyre vendeve duke shpresuar që studimet e ardhme do t'a mbushin këtë boshllëk.

3.3.3 Konkluzione

Literatura empirike që studion lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për një grup vendesh marrëse nuk ofron konsensus në lidhje me rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë të vendeve marrës. Diversiteti i rezultateve mund të vijë nga disa shkaqe:

- Modele të ndryshme ekonometrike të përdorur
Siç është theksuar tashmë shumica e studimeve përdorin modele ekonometrike që janë ad hoc. Modelet më të përshtatshme janë ato të nxjerra nga teoria e rritjes.
- Dallime në variablat shpjegues të përdorur
- Dallime në numrin e vendeve dhe periudhën e kohës të shqyrtuar
- Dallime në të dhënat e dërgesave të emigrantëve të përdorura
Vetëm pak studime si psh ai i Chami et al. (2003) apo i Barajas et al. (2009) përdorin përkufizimin më të ngushtë dhe sipas gjykimit të disa studiuesve si psh Chami et al. (2008) më të përshtatshëm të dërgesave të emigrantëve që përfshin vetëm komponentin e dërgesave të punëtorëve emigrantë [workers' remittances]. Shumica e studimeve përdorin përkufizimin e FMN për dërgesat e emigrantëve. Ky përkufizim jep një matës të gjerë të dërgesave të emigrantëve që llogaritet si shumë e tri komponentëve: dërgesave të punëtorëve emigrantë, kompensimit të punonjësve, dhe transferimeve të migrantëve. Meqë sjellja e komponentëve të mësipërm është mjaft e ndryshme [ndryshimet në sjellje janë veçanërisht të theksuara midis dërgesave të punëtorëve emigrantë dhe transferimeve të migrantëve] ka gjasa që përdorimi i një matësi të tillë të rezultojë në vlerësime të shtrembëruara (Chami et al. 2008).
- Variabla të ndryshëm instrumentalë të përdorur për dërgesat e emigrantëve

Literatura empirike ekzistuese jopërfundimtare bën thirrje për kërkim të mëtejshëm për këtë çështje. Siç sugjerojnë Barajas et al. (2009) studimet që përqëndrohen në vende të veçanta do të jenë shumë të dobishme për të plotësuar studimet për grupe vendesh. Për më tepër, studimet për rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta janë më të përshtatshme për formulimin e politikave të rritjes në këto vende (Rao dhe Cooray 2009).

3.3.4 Roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta

Karagöz (2009) vlerëson empirikisht rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Turqisë duke përdorur të dhëna për periudhën 1970-2005. Modeli ekonometrik i përdorur është një version i modifikuar i modelit të regresionit të krijuar nga Chami et al. (2003) ku matësi i dërgesave të emigrantëve shprehet në trajtë niveli jo si ndryshim në këtë variabël.

Modeli paraqitet si:

$$GDPPC_t = \beta_0 + \beta_1 GDPPC_{t-1} + \beta_2 RREM_t + \beta_3 REXPO_t + \beta_4 RINV_t + \beta_5 RFDI_t + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

ku $GDPPC_t$ është logaritmi i PBB për frymë në USD, $GDPPC_{t-1}$ është logaritmi i PBB për frymë të zhvendosur me një periudhë mbrapa në USD, $RREM_t$ është logaritmi i raportit të dërgesave të emigrantëve me PBB, të dyja të shprehura në USD [burimi i të dhënave të dërgesave të emigrantëve është Banka Qëndrore e Turqisë], $REXPO_t$ është logaritmi i raportit të eksporteve me PBB [të dyja në USD], $RINV_t$ është logaritmi i raportit të investimeve të brendshme bruto me PBB, të dyja të shprehura në USD [investimet e brendshme bruto përfshijnë investimet kapitale fikse si të sektorit privat edhe të atij publik], $RFDI_t$ është logaritmi i raportit të investimeve të huaja direkte me PBB [të dyja në USD] dhe ε_t është termi i gabimit.

Si zakonisht indeksi “t” tregon kohën.

Për të shmangur regresionin e rremë i cili mund të rezultojë kur të dhënat janë në trajtën e serive kohore, variablat në model testohen për stacionaritet dhe kointegrim. Testi i stacionaritetit i përdorur është testi Dickey-Fuller i përgjithësuar [ADF] dhe ai tregon që të gjithë variablat në model janë të integruar të rendit 1. Testi Johansen i kointegrimit tregon që variablat janë të kointegruar.

Pra modeli i mësipërm i regresionit është i pranueshëm sepse variablat janë të integruar të rendit 1 si dhe të kointegruar. Autorët e vlerësojnë atë duke përdorur metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël. Vlerësimet tregojnë që të gjithë variablat përveç RFDI janë të rëndësishëm për t'u përfshirë në model. Modeli rivlerësohet pasi hiqet ky variabël jorelevant. Koeficienti i vlerësuar i RREM është negativ ndërsa koeficientët e vlerësuar të REXPO dhe RINV janë të dy pozitivë. $R^2 = 0.97$ duke treguar një fuqi shumë të lartë shpjeguese të modelit. Variablat shpjegues të përfshirë në model shpjegojnë pothuajse të gjithë ndryshueshmërinë e logaritmit të PBB për frymë. Rezultatet sugjerojnë një lidhje negative dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për Turqinë gjatë 1970-2005. Ato janë në përputhje me gjetjet e Chami et al. (2003).

Siddique et al. (2010) studiojnë lidhjen shkakësore midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike në tri vende të veçanta të Azisë Juglindore që kanë hyrje të mëdha dërgesash të emigrantëve: Bangladeshit, Indisë dhe Sri Lankës. Më specifikisht, ata përpunon të kuptojnë drejtimin e shkakësisë midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike duke përdorur testin e shkakësisë të Granger [Granger causality test]. Ata përdorin të dhëna vjetore në trajtën e serive kohore për dy variabla: PBB për frymë dhe dërgesa të emigrantëve për frymë. Të dhënat janë mbledhur për secilin nga vendet më sipër për një periudhë 1976-2006. Autorët përdorin disa teknika ekonometrike të serive kohore.

Së pari, autorët testojnë jostacionaritetin e serive të dërgesave të emigrantëve për frymë dhe PBB për frymë [të dyja në trajtë logaritmike] për secilin vend duke përdorur testin Dickey-Fuller të përgjithësuar [ADF]. Seritë janë jostacionare përveç serisë të logaritmit të dërgesave të emigrantëve për frymë për Sri Lankën që është stacionare.

Testi ADF kryhet gjithashtu edhe për serinë e diferencave të para, më specifikuat $\Delta \log$ të dërgesave të emigrantëve për frymë dhe $\Delta \log$ të PBB për frymë. Evidenca mbështet stacionaritetin e të dy serive në secilin vend duke treguar që seritë origjinale janë I(1).

Më pas, autorët testojnë për kointegrimin e të dy serive për secilin vend duke përdorur procedurën e Engle dhe Granger (1987). Rezultatet tregojnë që seritë nuk janë të kointegruara. E thënë ndryshe, nuk ka lidhje ekuilibri afatgjatë midis dërgesave të emigrantëve për frymë dhe PBB për frymë në secilin prej tri vendeve.

Së fundi ata testojnë për shkakësinë Granger. Autorët supozojnë që seritë mund të jenë të lidhura në afatin e shkurtër. Për të hetuar lidhjen afatshkurtër ata krijojnë një model me vektorë autoregresivë (VAR) në diferencat e para të specifikuar si vijon:

$$\Delta Rem_t = \alpha_{01} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j1} \Delta Rem_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{j1} Growth_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3.22)$$

$$Growth_t = \alpha_{02} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j2} \Delta Rem_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_{j2} Growth_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3.23)$$

ku Rem përfaqëson logaritmin e dërgesave të emigrantëve për frymë, ndërsa Growth i referohet $\Delta \log$ të PBB për frymë.

Autorët përcaktojnë rendin optimal të vonesës për sistemin e mësipërm VAR duke përdorur Kriterin e Schwarz (1978) dhe Kriterin e Informimit të Akaike (1974). Rendi optimal i vonesës për të dy seritë është 4 për Bangladeshin dhe Indinë dhe 3 për Sri Lankën. Më pas ata vlerësojnë modelin dhe testojnë për drejtimin e shkakësisë midis rritjes së dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike. Rezultatet janë të përzjera. Në Bangladesh rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve shkaktojnë rritje ekonomike por rritja ekonomike nuk shkakton dërgesa të emigrantëve. Në Indi rezultatet tregojnë që rritja ekonomike nuk shkakton dërgesa të emigrantëve dhe anasjelltas dërgesat e emigrantëve nuk shkaktojnë rritje ekonomike. Pra duket sikur nuk ekziston ndonjë lidhje shkakësore midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike në Indi. Në dallim, në Sri Lanka ka evidencë të një lidhjeje shkakësore të dyanshme që do të thotë si rritja ekonomike shkakton dërgesa të emigrantëve edhe dërgesat e emigrantëve shkaktojnë rritje ekonomike.

Kumar dhe Pacheco (2010) përpiqen të identifikojnë përcaktuesit e rritjes ekonomike afatgjatë në Kenia duke përdorur të dhëna vjetore për periudhën 1977-2008. Burimet e të dhënave janë FMN (2010) dhe BB (2010). Investigimi empirik i tyre bazohet në qasjen e Senhadji (2000).

Së pari, ata llogaritin normën e rritjes së TFP duke përdorur modelin e rritjes Solow (1956) dhe kuadrin kontabël të rritjes të Solow (1957). Funkcioni agregat i prodhimit i përdorur është funksioni i prodhimit Cobb-Douglas i zgjeruar me kapitalin human dhe me kthime konstante ndaj shkallës i specifikuar si:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (L_t \times H_t)^{1-\alpha} \quad (3.24)$$

ku Y është PBB real, A është stoku i njohurive, K është stoku i kapitalit [i llogaritur duke përdorur metodën e inventarit të vazhdueshëm], α është pjesa e të ardhurave që i takon zotëruesve të kapitalit dhe L është forca e punës.

Indeksi “t” tregon kohën.

Ata e transformojë funksionin e prodhimit në specifikimin vijues:

$$\Delta \ln Y_t = \Delta \ln A_t + \alpha \Delta \ln K_t + (1 - \alpha)(\Delta \ln L_t + \Delta \ln H_t) \quad (3.25)$$

Në modelin e rritjes Solow rritja e prodhimit për punëtor në gjendje të qëndrueshme varet nga rritja e stokut të njohurive ose e shprehur ndryshe rritja e TFP. Ajo paraqitet si:

$$\Delta \ln y^* = \Delta \ln A = g \quad (3.26)$$

ku y^* është prodhimi për punëtor në gjendjen e qëndrueshme dhe g është norma e rritjes së tij.

Funksioni agregat i prodhimit vlerësohet me 3 metoda vlerësimi alternative për të verifikuar qëndrueshmërinë e rezultateve. Këto metoda janë ARDL e Pesaran et al. (2001), metoda me dy hapa e Engle dhe Granger (1987) [EG] si dhe metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël tërësisht e modifikuar e Hansen (1990) [FMOLS].

Por për të marrë vlerësime të vlefshme të α fillimisht kryhen dy teste të jostacionaritetit të variablave. Ata janë testi Dickey-Fuller i Zgjeruar [ADF] dhe testi Elliot-Rothenberg-Stock [ERS]. Rezultatet e këtyre testeve tregojnë që variablat Y , K , dhe LH në funksionin agregat të prodhimit janë të integruar të rendit 1.

Vlera e vlerësuar e α është statistikisht e rëndësishme dhe rreth 0.4 në të tri metodat e vlerësimit të përdorura.

Më pas, ata e vlerësojnë rritjen e TFP si vijon:

$$g = \Delta \ln Y - 0.41 \Delta \ln K - (1 - 0.41)(\Delta \ln L + \Delta \ln H) \quad (3.27)$$

Vlera e α e vlerësuar nëpërmjet ARDL prej 0.41 përdoret për të llogaritur rritjen e TFP. Autorët përdorin këtë vlerësim të α sepse është shumë i rëndësishëm statistikisht. Ata e vlerësojnë rritjen e TFP për të gjithë periudhën si dhe për tri nënperiudha të saj për të shpjeguar rolin e luajtur nga progresi teknologjik në rritjen ekonomike të Kenias.

Së fundi, ekzaminohen përcaktuesit potencialë të rritjes së TFP. Përdoret një model regresioni i shumëfishtë ku variabli i varur është rritja e TFP ndërsa variablat e pavarur janë 10 përcaktues potencialë të saj. Numri i kufizuar i variablave shpjegues të përfshirë në model kushtëzohet nga disponueshmëria e të dhënave. Këta variabla përfshijnë: PCY [raporti i konsumit privat me PBB], FDIY [raporti i investimeve të huaja direkte me PBB], ODAY [ndihma e huaj e zhvillimit pjestuar me PBB], GY [raporti i shpenzimeve qeveritare me PBB], π [norma e inflacionit], M2Y [agregati monetar M2 pjestuar me PBB për të matur zhvillimin financiar], RY [shuma e dërgesave të punëtorëve emigrantë dhe kompensimit të punonjësve pjestuar me PBB], TO [hapja tregëtare e llogaritur si raporti i shumës së eksporteve me importet pjestuar me PBB], DUM [një variabël “dummy” për të kapur ndikimin e reformave financiare dhe politikave të liberalizimit. Vlera e saj është 1 për periudhën 1985-2008 dhe 0 në rast të kundërt], dhe T [trend kohe për të kapur efektin e variablave të tjera me trend që janë injoruar].

Testet ADF dhe ERS të jostacionaritetit që kryhen tregojnë që variablat janë të integruar të rendit 1 I(1).

Vlerësohen tri funksione të rritjes së TFP të kointegruar që ndryshojnë në variablat shpjegues të përfshirë. Ekuacioni i parë nuk përfshin variablat DUM dhe TO. Ekuacioni i dytë përjashton vetëm TO ndërsa i ekuacioni i tretë i rritjes së TFP përfshin të gjithë variablat shpjegues të lartpërmendur.

Çdo specifikim vlerësohet duke përdorur teknikat ARDL, EG dhe FMOLS.

Koeficientët e vlerësuar si të PCY edhe të RY nuk janë statistikisht të rëndësishëm në të gjithë regresionet e krijuar. Pra, rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve të marra nuk luajnë ndonjë rol në rritjen ekonomike afatgjatë të Kenias. Për këtë arsye këto dy variabla hiqen nga regresionet të cilët rivlerësohen. Rezultatet duket të tregojnë që kontribuesit më të rëndësishëm pozitivë në rritjen ekonomike afatgjatë të Kenias gjatë

kësaj periudhe janë ndihma e huaj për zhvillim, investimet e huaja direkte, zhvillimi i sektorit financiar dhe hapja tregëtare, e cila është faktori kryesor. Në dallim, shpenzimet qeveritare dhe norma e inflacionit duket të pengojnë rritjen ekonomike afatgjatë të vendit. Udah (2011) eksploron jo vetëm rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Nigerisë por edhe variablat e ndërmjetëm të mundshëm nëpërmjet të cilëve realizohet ai. Për të identifikuar këta variabla të ndërmjetëm autori heton ndërveprimin e dërgesave të emigrantëve si me kapitalin human edhe me përhapjen e teknologjisë. Justifikimi teorik për këtë qasje mbështetet në teorinë endogjene të rritjes, e cila deklaron që rritja e produktivitetit total të faktorëve varet nga kapitali human dhe ndërveprimet e tij. Në këtë studim autori përdor të dhëna vjetore në trajtën e serive kohore nga 1970 në 2008. Modeli ekonometrik që ai përdor rrjedh nga funksioni agregat i prodhimit Cobb-Douglas i trajtës:

$$Y = AK^\alpha Z^\beta L^{1-\alpha-\beta} \quad (3.28)$$

ku Y përfaqëson prodhimin total, A është produktiviteti total i faktorëve [TFP], K është kapitali fizik, Z është kapitali human dhe L është forca e punës. α dhe β përfaqësojnë pjesën e të ardhurave të kapitalit fizik dhe kapitalit human përkatësisht.

Në terma për punëtor ai shprehet si:

$$y = Ak^\alpha z^\beta \quad (3.29)$$

ku $y = Y/L$, $k = K/L$ dhe $z = Z/L$.

Duke logaritmuar të dy anët e ekuacionit të mësipërm ai merr trajtën:

$$\log y = \log A + \alpha \log k + \beta \log z \quad (3.30)$$

Duke u bazuar në teorinë endogjene të rritjes autori e zgjeron ekuacionin e mësipërm dhe paraqet modelin empirik për t'u vlerësuar si vijon:

$$\log gdp_{pc} = \beta_0 + \beta_1 \log srnt + \beta_2 (\log srnt \times \log remt) + \beta_3 \log kapt + \beta_4 \log lbf + \beta_5 \log techd + \beta_6 \log gexpt + \beta_7 (\log techd \times \log remt) + \beta_8 \log remt + Ut \quad (3.31)$$

ku $gdppc$ është PBB për frymë, $srnt$ është një matës i kapitalit human [i llogaritur si regjistrimi në arsimin e mesëm dhe të lartë], $kapt$ është investimi për frymë, lbf është një matës i pjesëmarrjes në forcën e punës [indeksi i pjesëmarrjes në forcën e punës], $techd$ është një matës i përhapjes së teknologjisë [i llogaritur si vlera vjetore totale e makinerive dhe pajisjeve të importuara], $gexpt$ përfaqëson shpenzimet kapitale të qeverisë në shërbime ekonomike dhe sociale, $remt$ përfaqëson dërgesat e emigrantëve dhe Ut termin e gabimit [të gjithë variablat janë në trajtë logaritmi]. Autori pret që të gjithë variablat shpjegues të lartpërmendur të kenë efekt pozitiv në rritjen ekonomike.

Së pari, autori kryhen teste jostacionariteti të variablave në model. Përdoren testet e modifikuar të rrënjëve unitare nga Ng dhe Perron (2001) sepse ato janë më të përshtatshme për zgjedhje të vogla. Rezultatet e testeve tregojnë që ka një përzjerje variablash $I(0)$ dhe $I(1)$ në model. Për rrjedhje, qasja ARDL e propozuar nga Pesaran et al. (2001) është e përshtatshme. Kjo qasje nuk kërkon që të gjithë variablat të jenë të të njëjtit rend integrimi dhe duket të performojë më mirë në zgjedhje të vogla sesa teknika të tjera kointegrimit.

Pra, si hap të dytë autorët testojnë praninë e kointegrimit duke përdorur këtë qasje. Rezultatet tregojnë që variablat janë të kointegruar.

Më pas, vlerësohen koeficientët afatgjatë dhe afatshkurtër. Rezultatet afatgjata tregojnë që kapitali human, kapitali fizik, forca e punës, shpenzimet kapitale qeveritare në shërbimet ekonomike dhe sociale dhe përhapja e teknologjisë janë të gjithë variabla shpjegues relevantë. Koeficientët e tyre të vlerësuar kanë shenjat e pritshme pozitive. Të

gjithë këta variabla duket të jenë faktorë nxitës të rritjes ekonomike. Rezultatet afatshkurtra sugjerojnë që të gjithë variablat e modelit me përjashtim të dërgesave të emigrantëve janë relevantë për t'u përfshirë në model. Për më tepër, koeficientët e tyre kanë shenjat e pritshme.

Së fundi, autori kryhen teste qëndrueshmërie të koeficientëve afatgjatë dhe afatshkurtër duke përdorur shumën kumulative [CUMSUM] dhe shumën kumulative të katrorëve [CUSUMQ]. Rezultatet tregojnë që modeli është i qëndrueshëm përgjatë kohës.

Gjetjet e këtij studimi sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve kanë ndikim pozitiv në rritjen ekonomike si nëpërmjet kapitalit human edhe nëpërmjet përhapjes së teknologjisë. Duket sikur prania e këtyre dy faktorëve plotësues rrit rolin zhvillues të dërgesave të emigrantëve.

Ahmed et al. (2011) eksplorojnë si lidhjen afatgjatë ashtu edhe atë afatshkurtër të dërgesave të emigrantëve me rritjen ekonomike në Pakistan nga viti 1976 deri në 2009. Ata përdorin të dhëna vjetore në trajtën e serive kohore të marra nga WDI (2009) që janë publikuar nga Banka Botërore. Modeli i tyre ekonometrik, që bazohet në funksionin e prodhimit Cobb-Douglas, specifikohet si vijon:

$$Y_t = C_t REM_t^\alpha EXP_t^\beta M2_t^\theta D_{2005}^\pi + \varepsilon_t \quad (3.32)$$

ku Y është PBB bruto real në USD, REM përfaqëson dërgesat e emigrantëve si përqindje e PBB, M2 është raporti i agregatit monetar M2 me PBB [dhe shërben si një zëvendësues i zhvillimit financiar], EXP përfaqëson eksportin e mallrave dhe shërbimeve si përqindje e PBB [një matës i hapjes tregëtare] dhe D2005 është një variabël “dummy” për tërmetin në Pakistan [është 1 nga 1976 deri në 2004 dhe 0 nga 2005 deri në 2009]. ε është termi i gabimit dhe t si zakonisht tregon kohën.

Duke logaritmuar të dy anët, ata e paraqesin atë si:

$$\ln Y_t = c + \alpha \ln REM_t + \beta \ln EXP_t + \theta \ln M2_t + \pi D_{2005} + \varepsilon_t \quad (3.33)$$

Autorët e vlerësojnë këtë model duke përdorur qasjen ARDL të propozuar nga Pesaran et al. (2001). Ata e bënë këtë zgjedhje sepse ashtu siç theksojnë Pesaran et al. (2001):

- Kjo metodë vlerësimi nuk kërkon që të gjithë variablat shpjegues të jenë të të njëjtit rend integrimi. Ajo është e vlefshme edhe nëse ka një përzjerje variablash shpjegues I(0) dhe I(1).
- Metoda në fjalë është më e përshtatshme për zgjedhje të vogla.

Analiza e tyre ndjek disa hapa:

Së pari, ata testojnë jostacionaritetin e variablave duke përdorur dy teste të rrënjëve unitare: testin Dickey-Fuller të përgjithësuar [ADF] dhe testin Dickey-Fuller - katrorët më të vegjël të përgjithësuar [DF-GLS]. Rezultatet tregojnë që të gjithë variablat janë I(1).

Më pas, ata testojnë për ekzistencën e kointegrimit duke u bazuar në vlerat kritike nga Pesaran et al. (2001) dhe Narayan (2005). Rezultatet mbështesin ekzistencën e kointegrimit.

Si hap të tretë, autorët përcaktojnë rendin e zhvendosjes në kohë të VAR. Rendi optimal i zhvendosjes në kohë zgjidhet duke përdorur kriterin e informacionit të Akaike [AIC]. Rezultatet sugjerojnë rend të zhvendosjes në kohë të VAR të barabartë me zero.

Më pas, ata vlerësojnë lidhjen afatgjatë midis variablave në shqyrtim. Rezultatet tregojnë që koeficientët e dërgesave të emigrantëve edhe të prodhimit të zhvendosur në kohë janë statistikisht të rëndësishëm. Për më tepër, ata janë të dy pozitivë duke nënkuptuar një lidhje pozitive si të dërgesave të emigrantëve edhe të PBB real të zhvendosur një vit

mbrapa në kohë me GDP aktual. Pra dërgesat e emigrantëve duket të kontribuojnë pozitivisht në rritjen ekonomike. Autorët vlerësojnë që një rritje prej 1% e dërgesave të emigrantëve shoqërohet me një rritje 0.022% të PBB real. Në dallim nga këto, eksportet, zhvillimi financiar dhe variabla “dummy” rezultojnë të jenë jorelevantë.

Pas kësaj, ata vlerësojnë lidhjen afatshkurtër. Rezultatet sugjerojnë që koeficientët e vlerësuar si të dërgesave të emigrantëve dhe të prodhimit të zhvendosur mbrapa në kohë ngelen statistikisht të rëndësishëm dhe pozitivë. Koeficienti afatshkurtër i eksporteve është gjithashtu pozitiv dhe i rëndësishëm. Autorët vlerësojnë që dërgesat e emigrantëve dhe eksportet rritin rritjen ekonomike me përkatësisht 0.034% dhe 0.079%. Koeficienti i korrigjimit të gabimit është statistikisht i rëndësishëm dhe ka shenjën e pritshme negative. Ai tregon megjithatë shpejtësi të vogël axhustimi me vetëm rreth 29% të axhustimit drejt ekuilibrit afatgjatë që ndodh çdo vit nga tronditja e vitit të mëparshëm. Në kundërshtim me atë që pritej paraprakisht koeficienti i variablës “dummy” të përdour nuk është statistikisht i rëndësishëm [autorët prisnin ndikim negativ të tërmetit në rritjen ekonomike afatshkurtër]. Koeficienti i zhvillimit financiar është gjithashtu statistikisht jo i rëndësishëm.

Së fundi, autorët kryejnë disa teste për të kontrolluar qëndrueshmërinë e modelit. Evidenca e mbledhur nga to qartazi nënkupton që rezultatet e marra nga modeli janë të vlefshme.

Autorët arrijnë në përfundimin që lidhja dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike duket të jetë pozitive si në afatin e gjatë edhe në atë të shkurtër, por kontributi i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike është modest në të dy rastet.

Ramirez (2011) vlerëson ndikimin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të Meksikës gjatë periudhës 1970-2009. Në analizën e tij ai përdor si matës të rritjes ekonomike si rritjen e prodhimit ashtu edhe rritjen e prodhimit për frymë. Analiza e tij fillon me një model teorik që hedh themelet për zhvillimin e modelit ekonometrik. Modeli i tij teorik bazohet në funksionin e prodhimit Cobb-Douglas të zgjeruar vijues:

$$Y = Af[L, K_p, E] = AL^\alpha K_p^\beta E^{(1-\alpha-\beta)} \quad (3.34)$$

ku Y është PBB real, A është efienca e prodhimit, K_p është stoku i kapitalit privat dhe E është eksterniteti pozitiv ose negativ i gjeneruar nga dërgesat e emigrantëve që konsiderohen si shtesa të stokut të kapitalit të huaj. α dhe β përfaqësojnë përkatësisht pjesët e PBB që i takojnë punës dhe kapitalit privat. Të dyja supozohen të jenë më të vogla se 1 në mënyrë që funksioni i mësipërm të ketë kthime zbritëse ndaj punës dhe kapitalit privat.

Edhe E supozohet të ketë një formë funksionale Cobb-Douglas të specifikuar si:

$$E = [L, K_p, K_r^\gamma]^\theta \quad (3.35)$$

ku L dhe K_p kanë të njëjtin kuptim si më sipër, K_r përfaqëson stokun e kapitalit të huaj të krijuar nga dërgesat e emigrantëve hyrëse dhe γ dhe θ përkatësisht i referohen elasticitetit marxhinal dhe atij ndërkohor të zëvendësimit midis stokut të kapitalit privat dhe kapitalit të huaj në formën e dërgesave të emigrantëve hyrëse. γ supozohet të jetë pozitive ndërsa θ mund të jetë negative ose pozitive.

Ekuacioni i kombinuar është:

$$Y = AL^{\alpha+\theta(1-\alpha-\beta)} K_p^{\beta+\theta(1-\alpha-\beta)} K_r^{\gamma\theta(1-\alpha-\beta)} \quad (3.36)$$

Një funksion prodhimi dinamik rezulton pas logaritimit dhe derivimit në lidhje me kohën të ekuacionit të kombinuar. Ai shërben si bazë për zhvillimin e modelit ekonometrik që shprehet si:

$$\Delta Y = \alpha + \beta_1 \Delta L + \beta_2 \Delta K_p + \beta_3 \Delta K_g + \beta_4 \Delta K_f + \beta_5 \Delta R + \beta_6 D_1 + \beta_7 D_2 + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

ku Δ është operatori i ndryshimit, Y është logaritmi natyror i PBB real [në pesos të 1970], L është logaritmi natyror i popullsisë ekonomike aktive, K_p është logaritmi natyror i stokut të kapitalit privat [në pesos të 1970], K_g është logaritmi natyror i stokut të kapitalit publik [në pesos të 1970], K_f është logaritmi natyror i kapitalit në formën e investimeve të huaja direkte [në pesos të 1970], R është logaritmi natyror i dërgesave të emigrantëve hyrëse [në pesos të 1970], D_1 është një variabël “dummy” e barabartë me 1 për vitet e krizës 1976, 1982-1983, 1987, 1995, 2001, 2008-2009 dhe 0 në rast të kundërt, D_2 është një variabël “dummy” e barabartë me 1 për periudhën e ekspansionit ekonomik të nxitur nga nafta 1978-1981 dhe 0 në të kundërt dhe ε_t është termi i gabimit me shpërndarje normale.

Seritë e stokut të kapitalit privat, kapitalit publik dhe kapitalit të huaj janë nxjerrë duke përdorur metodën e inventarit të vazhdueshëm.

Për të përcaktuar efektin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike autori ndjek disa hapa:

Së pari, kryhen teste konvencionale të rrënjëve unitare për të përcaktuar nëse seritë kohore janë stacionare. Testi ADF përdoret si në variablat origjinalë edhe në diferencat e para të tyre nën supozimin e një konstanteje dhe trendit kohor apo vetëm një konstanteje. Rezultatet tregojnë që variablat janë I(1). Megjithatë autorët deklarojnë që rezultatet mund të jenë jo të sakta duke iu referuar gjetjes së Perron (1989) që testet konvencionale të rrënjëve unitare kanë fuqi të ulët kur seritë janë stacionare dhe injorohen thyerjet strukturore. Pra, rezultatet e testeve ADF mund të tregojnë një seri jostacionare kur në fakt seria është stacionare.

Për rrjedhojë, kryhet testi i rrënjëve unitare Zivot-Andrews me një thyerje strukturore si në konstante dhe në trend në seritë origjinale dhe seritë e diferencave të para të tyre. Data [viti] i thyerjes përcaktohet për çdo seri origjinale. Rezultatet tregojnë që të gjitha seritë përveç dërgesave të emigrantëve janë jostacionare ndërsa të gjithë seritë e diferencave të para janë stacionare. Autori mendon që përjashtimi për dërgesat e emigrantëve mund të jetë rezultat i të dhënave të padisponueshme për këtë variabël para 1970, që identifikohet si viti i thyerjes për këtë seri.

Më pas, autori kontrollon nëse variablat në modelin e prodhimit janë të kointegruar duke përdorur testin e kointegrimit të Johansen (1988), i cili është superior krahasuar me atë të propozuar nga Engle dhe Granger (1987). Rezultatet e testit mbështesin ekzistencën e një lidhjeje kointegrimit në ekuacionin e prodhimit. Vlerësimet afatgjatë të ekuacionit të prodhimit tregojnë që koeficientët e të gjithë variablave shpjegues përveç kapitalit të huaj janë pozitivë dhe statistikisht të rëndësishëm. Rezultate të ngjashme arrihen edhe kur variablat shprehen në terma për punëtor.

Së fundi, autori zhvillon modelin e korigjimit të gabimit [ECM] vijues:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta L_{t-i} + \beta_2 \Delta K_{p,t-i} + \beta_3 \Delta K_{g,t-i} + \beta_4 \Delta K_{f,t-i} + \beta_5 \Delta R_{t-i} + \beta_6 D_1 + \beta_7 D_2 + \delta EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.38)$$

ku EC përfaqëson termin e korigjimit të gabimit nga ekuacioni i kointegrimit, koeficientët β_i ($i = 1, 2, \dots, 5$) janë elasticitetet afatshkurtra të variablave shpjegues përkatës ndërsa koeficienti δ mat shpejtësinë e axhustimit drejt lidhjes ekuilibër afatgjatë. Modeli EC vlerësohet si për variablat origjinalë edhe për ato në terma për punëtor. Dy ekuacionet e nxjerrë u testuan për gabime të autokorreluara duke përdorur testin Breusch-Godfrey LM dhe vlerësimet e raportuar u korigjuan për korelacionin serial të rendit të parë të

gjetur në secilin prej tyre. Ekuacionet u testuan gjithashtu për gabim specifikimi duke përdorur testin e gabimit të specifikimit të regresionit [RESET] të Ramsey dhe nuk u sugjerua gabim specifikimi nga rezultatet. Vlerësimet janë të ngjashëm në të dy regresionet.

Ato tregojnë që të gjithë variablat shpjegues janë të rëndësishëm në të dy ekuacionet. Më specifikisht, ndryshimi bashkëkohor në popullsinë ekonomike aktive lidhet pozitivisht me rritjen e prodhimit. Ndryshimi i kapitalit privat i zhvendosur një periudhë mbrapa, ndryshimi i kapitalit në formën e investimeve të huaja direkte i zhvendosur 3 periudha mbrapa dhe ndryshimi në dërgesat e emigrantëve i zhvendosur një periudhë mbrapa lidhen pozitivisht me rritjen ekonomike ndërsa ndryshimi i kapitalit publik i zhvendosur mbrapa në kohë lidhet negativisht me rritjen ekonomike. Koeficientët e vlerësuar të D_1 dhe D_2 janë përkatësisht negativë dhe pozitivë siç pritej. Termat e korrjimit të gabimit [EC] kanë shenjat e pritshme negative. Për më tepër, të dy regresionet duket të përshtaten mirë me të dhënat. Rezultatet e testeve të thyerjes të Chow sugjerojnë prezencën e thyerjeve strukturore në seritë kohore në disa prej viteve të krizës. Gjithashtu fuqia parashikuese e modelit të produktivitetit të punës është e lartë.

Pra rezultatet sugjerojnë një lidhje pozitive dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike si në afatin e gjatë edhe në atë të shkurtër.

Hassan et al. (2012) përpiqen të vlerësojnë kontributin e dërgesave të emigrantëve të marra në rritjen ekonomike të Bangladeshit duke përdorur të dhëna vjetore nga WDI 2008 për 29 vite (1976-2006). Për të kuptuar më qartë lidhjen dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike autorët përdorin 3 modele ekonometrike. Ideja themelore është e njëjtë: përpiqet të shpjegohet ndryshimi në normën e rritjes së PBB për frymë duke përdorur dërgesat e emigrantëve dhe disa variabla të tjerë shpjegues. Autorët fillimisht përdorin një model themelor të cilin më pas e zgjerojnë për të marrë në konsideratë jolinearitetin e mundshëm të dërgesave të emigrantëve dhe komplementaritetin e tyre me zhvillimin financiar.

Modeli bazë ekonometrik i tyre është

$$y_t = \beta_0 + \beta_{1t}rem_t + \beta_z Z_t + u_t \quad (3.39)$$

ku y është rritja e PBB për frymë, rem është logaritmi i dërgesave të emigrantëve kundrejt PBB [dërgesat e emigrantëve llogariten si shuma e transfertave nga punëtorët emigrantë dhe kompensimit të punonjësve], Z është një vektor i variablave të kontrollit që përfshin $lgcf$ [logaritmi i krijimit të kapitalit bruto kundrejt PBB si tregues i investimit], $lpop$ [logaritmi i rritjes së popullsisë], $lgov$ [logaritmi i konsumit qeveritar ndaj PBB si tregues i madhësisë së qeverisë], $lm2$ [logaritmi i agregatit monetar M2 kundrejt PBB si tregues i zhvillimit financiar] dhe $linf$ [logaritmi i normës së inflacionit si tregues i stabilitetit makroekonomik] dhe u është termi i gabimit. Si zakonisht t përfaqëson kohën.

Ky model zgjerohet duke përfshirë rem^2 për të shqyrtuar jolinearitetin e mundshëm të lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike. Pra modeli i dytë i krijuar është praktikisht modeli themelor që përfshin gjithashtu edhe rem^2 .

Specifikimi final është krijuar duke zgjeruar modelin e dytë me $lm2rem$, që është një term ndërveprimi i dërgesave të emigrantëve me zhvillimin financiar. Ky është modeli më i plotë në këtë analizë.

Autorët vlerësojnë çdo model me tri metoda vlerësimi alternative që përfshijnë OLS, IV-2SLS dhe IV-GMM. Dy të fundit marrin në konsideratë endogjenitetin e mundshëm të

dërgesave të emigrantëve duke përdorur PBB për frymë të Arabisë Saudite si instrument të tyre. Ata zgjedhin këtë instrument sepse shumica e dërgesave të emigrantëve hyrëse në Bangladesh vijnë nga ky rajon.

Këtu vlerësimet e IV-GMM janë identikë me ato të IV-2SLS pavarësisht specifikimit të vlerësuar. Megjithatë, disa koeficientë që janë jo të rëndësishëm kur përdoret IV-2SLS bëhen të rëndësishëm kur përdoret IV-GMM.

Kur vlerësohet modeli themelor rezultatet tregojnë që rem nuk është relevante si në vlerësimet e OLS ashtu edhe në ato të IV-2SLS. Treguesi i dërgesave të emigrantëve ka koeficientë statistikisht jo të rëndësishëm në të dyja rastet. Në dallim, në vlerësimet e IV-GMM koeficienti i dërgesave të emigrantëve është statistikisht i rëndësishëm dhe negativ. Kur vlerësohet specifikimi i dytë si rem dhe rem^2 janë relevante pavarësisht vlerësuesit të përdorur. Koeficienti i rem është statistikisht i rëndësishëm dhe negativ ndërsa koeficienti i rem^2 është i rëndësishëm dhe pozitiv.

Kur termi i ndërveprimit përfshihet në model koeficienti i rem bëhet pozitiv por humbet rëndësinë statistikore në të gjithë vlerësimet. Në dallim, koeficienti i rem^2 ruan si shenjën pozitive edhe rëndësinë statistikore. Koeficienti i termit të ndërveprimit është statistikisht jo i rëndësishëm.

Dërgesat e emigrantëve duket të kenë ndikim negativ në rritjen ekonomike por evidenca nuk është shumë e fortë sepse në shumicën e këtyre rasteve ka një ndikim shoqëruar pozitiv të rem^2 . Evidenca në favor të një lidhjeje jolineare dërgesa të emigrantëve-ritje ekonomike është shumë më e fuqishme. Dërgesat e emigrantëve duket të ndikojnë rritjen ekonomike negativisht në fillim por të kontribuojnë pozitivisht më vonë. Autorët supozojnë që fillimisht ato mund të jenë përdorur në alternativa joproduktive por më vonë ato mund të jenë kanalizuar në investime më produktive që kanë nxitur rritjen ekonomike. Ata listojnë disa faktorë që mund të kenë kushtëzuar përdorimin e dërgesave të emigrantëve në Bangladesh gjatë periudhës në shqyrtim. Megjithatë autorët theksojnë që këto gjetje mund të mos konsiderohen përfundimtare sepse studimi i tyre ka disa kufizime që përfshijnë:

- Numër të vogël vrojtimesh
Të dhënat përbëhen nga vetëm 29 vrojtime kur kërkohen më tepër se 30 vrojtime në çdo analizë ekonometrike.
- Numër i kufizuar variablash kontrolli
Disa variabla shpjegues të rëndësishëm si kapitali human, cilësia e institucioneve, kursi real i këmbimit etj janë lënë jashtë modelit për shkak të mungesës së të dhënave.
- Disa teste të rëndësishëm nuk janë kryer
Autorët gjithashtu përmendin që variablat duhet të ishin testuar fillimisht për jostacionaritet dhe kointegrim.

Në tezën e tij të doktoraturës¹, Hassan (2011) përpiket të vlerësojë efektin e tërthortë të dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të 10 vendeve të veçantë në zhvillim që kanë hyrje të larta dërgesash të emigrantëve kundrejt PBB duke përdorur të dhëna në trajtën e serive kohore për periudhën 1970-2007. Vendet e analizuara përfshijnë Bangladeshin, Kinën, Republikën Domenikane, Egjiptin, Hondurasin, Indonezinë, Indinë,

¹ Teza e doktoraturës është përfunduar më vonë se studimi i tij për Bangladeshin që u rishikua më herët megjithëse ky i fundit ka datë botimi më të vonë, me shumë gjasa për shkak të vonesave në botim.

Meksikën, Marokun dhe Filipinet. Autori ndjek gjurmët e Senhadji (2000) duke përdorur një metodologji të ngjashme por për vende të veçanta.

Së pari, autori vlerëson funksionin e prodhimit të çdo vendi duke përdorur specififikimin e Senhadji:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (H_t \times L_t)^{1-\alpha} \quad (3.40)$$

ku Y përfaqëson PBB real, A është stoku i njohurive ose niveli i teknologjisë, K është stoku i kapitalit fizik dhe H është stoku i kapitalit human. α është pjesa e të ardhurës që u takon zotëruesve të kapitalit fizik dhe t tregon kohën.

Duke supozuar kthime konstante ndaj shkallës ai mund të shkruhet në formën e tij intensive:

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad (3.41)$$

ku $y = Y / (H \times L)$ mat prodhimin real për punëtor të rregulluar me kapitalin human, A është e njëjtë si më sipër dhe $k = K / (H \times L)$ i referohet kapitalit fizik për punëtor të rregulluar me kapitalin human. Para vlerësimit të funksionit të prodhimit në terma për punëtor të rregulluar me kapitalin human autori kontrollon seritë kohore y dhe k dhe diferencat e para të tyre për jostacionaritet duke përdorur tri teste alternative të rrënjëve unitare. Më pas ai vazhdon me vlerësimin e pjesës së të ardhurës që u takon zotëruesve të kapitalit. Ai argumenton që vlerat e vlerësuar të parametrin α mund të jenë më të larta se vlera e pranuar gjerësisht prej 0.33 për shkak të produktivitetit më të lartë marxhinal të kapitalit [MPK] në vendet në zhvillim si rezultat i stokut të kapitalit më të ulët të tyre. Të gjithë vlerësimet e α janë statistikisht të rëndësishëm por jo të gjithë janë të arsyeshëm. Vlerësimet e α për Kinën, Hondurasin dhe Indinë janë shumë të lartë.

Së dyti, ai vlerëson normën e progresit teknologjik [g] duke përdorur kuadrin e Kontabilitetit të Rritjes. Norma e progresit teknologjik përcakton normën e rritjes së prodhimit në gjendjen e qëndrueshme por nuk mund të vrojtohet drejtpërsëdrejti. Kjo procedurë lejon shpërbërjen e normës së rritjes së prodhimit në pjesën për shkak të akumulimit të faktorëve dhe në pjesën që i atribuohet përmirësimit të teknologjisë ose rritjes së njohurive. Vlerësimi i normës së progresit teknologjik llogaritet si mbetës pasi logaritmohe funksioni i prodhimit i përshkruar më sipër.

$$\Delta \ln Y = \Delta \ln A + \alpha(\Delta \ln K) + (1 - \alpha)(\Delta \ln L + \Delta \ln H) \quad (3.42)$$

$$g = \Delta \ln A = \Delta \ln Y - [\alpha(\Delta \ln K) + (1 - \alpha)(\Delta \ln L + \Delta \ln H)] \quad (3.43)$$

Duke iu referuar funksionit të prodhimit në formën e tij intensive ajo mund të shkruhet si:

$$g = \Delta \ln A = \Delta \ln y - \alpha(\Delta \ln k) \quad (3.44)$$

Ai llogarit dy matësa të progresit teknologjik për secilin vend duke përdorur si vlerën e vlerësuar të α edhe vlerën e α të pranuar gjerësisht dhe i paraqet ata grafikisht duke treguar dinamikën e tyre përgjatë kohës. Ai llogarit gjithashtu kontributin përkatës të akumulimit të faktorëve dhe progresit teknologjik në normën mesatare të rritjes së prodhimit për punëtor të rregulluar me kapitalin human për secilin vend.

Më pas, ai përpiket të identifikojë përcaktuesit e progresit teknologjik për secilin vend duke ndjekur një procedurë me dy hapa që lejon të përcaktohet efekti i tërthortë i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Fillimisht ai përpiket të identifikojë variabla të ndërmjetëm të mundshëm nëpërmjet të cilëve dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë progresin teknologjik duke përdorur të dy matësat e progresit teknologjik si variabël të varur. Modeli ekonomik është specifikuar si:

$$g = f(IRAT, M2RAT, REER, SCHOOL, VOL, DUM) \quad (3.45)$$

ku IRAT është një matës i investimeve i llogaritur si raporti i investimeve ndaj PBB, M2RAT është një matës i zhvillimit financiar i llogaritur si M2 pjestuar me PBB, REER është kursi real efektiv i këmbimit, SCHOOL është një matës i kapitalit human i llogaritur si norma e regjistrimit në arsimin e mesëm, VOL është një matës i luhatshmërisë së rritjes ekonomike i llogaritur si varianca e normës së rritjes nga mesatarja e saj dhe DUM është një variabël “dummy” që synon të marrë në konsideratë tronditje të papritura të progresit teknologjik.

Koeficientët e IRAT, M2RAT dhe SCHOOL pritet të jenë pozitivë ndërsa koeficienti i VOL pritet të jetë negativ. Koeficientët e REER dhe DUM mund të jenë pozitivë ose negativë.

Ndonëse kur autori studioi lidhjen midis dërgesave të emigrantëve dhe rritjes ekonomike afatgjatë për 40 vendet me dërgesa të larta emigrantësh rezultuan një numër më i madh variablash relevantë ai preferon të përdorë këtu vetëm variablat e ndërmjetëm. Ky vendim kushtëzohet kryesisht nga seritë kohore jo shumë të gjata në dispozicion.

Modeli ekonometrik që rrjedh prej tij vlerësohet duke përdorur qasjen ARDL për kointegrim.

Më pas ai vlerëson rolin e dërgesave të emigrantëve në secilin variabël të ndërmjetëm përcaktues të g. Ndryshimi i çdo variabli të ndërmjetëm përpiket të shpjegohet nëpërmjet dërgesave të emigrantëve dhe disa variabla të kontrollit që varen nga variabli i ndërmjetëm që analizohet. Ekuacionet përkatës të variablave të ndërmjetëm janë:

$$M2RAT = f(REMRAT, LYL, LPCY, PRAT, TRAT, FLOW, DUM) \quad (3.46)$$

$$REER = f(REMRAT, FLOW, TRAT, LPCY, GRAT, USI, LTOT, DUM) \quad (3.47)$$

$$VOL = f(REMRAT, FLOW, TRAT, GRAT, VINFLAT, VMONEY, DUM) \quad (3.48)$$

$$IRAT = f(REMRAT, LYL, LPCY, PRAT) \quad (3.49)$$

$$SCHOOL = f(REMRAT, ODARAT, GRAT) \quad (3.50)$$

ku LYL është logaritmi i PBB real [në USD konstantë të vitit 2000], LPCY është logaritmi i PBB real për frymë [në USD konstantë], PRAT është një matës i normës së inflacionit i llogaritur si ndryshimi vjetor në përqindje i deflatorit të PBB, TRAT është një matës i hapjes tregëtare i llogaritur si eksporte plus importe pjestuar me PBB, FLOW është investimet e huaja direkte plus ndihma zyrtare e zhvillimit si përqindje PBB, GRAT është një matës i madhësisë të qeverisë i llogaritur si raporti i shpenzimeve qeveritare për konsum përfundimtar me PBB, USI është norma 6-mujore reale e interesit në SHBA, LTOT është logaritmi i termave tregëtare [termat tregëtare llogariten si raporti i indeksit të çmimit të eksportit kundrejt indeksit korespondues të çmimit të importit, matur krahasuar me vitin bazë 2000], VINFLAT është një matës i luhatshmërisë të normës së inflacionit i llogaritur si varianca e normës aktuale të inflacionit nga mesatarja e saj, VMONEY është një matës i luhatshmërisë të politikës monetare i llogaritur si varianca e normës së rritjes të raportit të parasë me PBB nga mesatarja e saj dhe ODARAT është raporti i ndihmës zyrtare neto të zhvillimit me PBB.

Ekuacionet e variablave të ndërmjetëm gjithashtu vlerësohen duke përdorur qasjen ARDL për kointegrim.

Së fundi, llogaritet efekti i tërthortë i përgjithshëm i dërgesave të emigrantëve duke përdorur koeficientët afatgjatë të vlerësuar të ekuacioneve përkatës të kointegrimin. Dërgesat e emigrantëve mund të ndikojnë tërthorazi normën e përmirësimit teknologjik nëse janë variabël shpjegues relevant në të paktën një prej ekuacioneve të variablave të ndërmjetëm dhe ai variabël i ndërmjetëm është variabël shpjegues relevant në ekuacionin

e përmirësimit teknologjik. Megjithatë, autori ve re që shenjat e disa prej koeficientëve të vlerësuar janë të vështira për t'u shpjeguar ekonomikisht. Rezultatet janë të përzjera. Jo vetëm shenja dhe madhësia e efektit të tërthortë total ndryshon nga vendi në vend por edhe variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilëve realizohet ai. Rezultatet sugjerojnë që dërgesat e emigrantëve kanë efekt të tërthortë total pozitiv në rritjen ekonomike afatgjatë vetëm në Bangladesh, Kinë, Meksikë, Marok dhe Filipine. Ato kanë efekt të tërthortë total negativ në rritjen e prodhimit në Honduras, Indonezi dhe Indi dhe nuk kanë efekt të tërthortë në rritjen ekonomike të Republikës Domenikane dhe Egjiptit. Ky studim tregon që efekti i dërgesave të emigrantëve hyrëse në rritjen ekonomike afatgjatë varet nga vendi që merret në shqyrtim dhe që heterogjeniteti midis vendeve nuk mundëson përgjithësim.

3.3.5 Konkluzione

Në këtë seksion janë rishikuar studime rreth lidhjes dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për më shumë se një duzinë vendesh individuale në zhvillim nga rajone të ndryshme të botës. Rezultatet janë të ndryshme për vende të ndryshme. Akoma më interesante për t'u theksuar është që edhe studime që fokusohen në të njëjtin vend përgjatë thujse të njëjtës periudhë kohe sugjerojnë rezultate kontradiktore si psh studimet e rishikuara që përqëndrohen te Bangladeshi. Rezultatet e ndryshme nuk mund të shpjegohen vetëm nga modelet dhe metodat ekonometrike të ndryshme të përdorura. Në studimin e Hassan (2011) i njëjti model vlerësohet me të njëjtat metoda ekonometrike dhe jep rezultate të ndryshme për vende të ndryshme. Kjo tregon që karakteristikat e vendit marrës mund të jenë arsyeja kryesore e mospërputhjes së rezultateve.

Megjithëse ka një literaturë në rritje lidhur me rolin e dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendeve të veçanta, në bazë të njohurive të mia më të mira nuk ka një studim të kësaj teme që përqëndrohet në Shqipërinë post-komuniste. Ky punim do të përpiqet të kontribuojë në mbushjen e këtij boshllëku.

3.4 Konkluzione

Teorikisht është e pamundur të përcaktohet roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike të vendit marrës. Analiza empirike ka ardhur në ndihmë por pa arritur në një përgjigje përfundimtare. Studimet e rishikuara për efektin e dërgesave të emigrantëve në shumë vende njëherësh sugjerojnë që ndoshta është e papërshtatshme të bëhen përgjithësim kur analizohet roli i dërgesave të emigrantëve në rritjen ekonomike. Natyra e kësaj lidhjeje varet nga disa karakteristika të vendit marrës që mund të lihen jashtë vëmendjes kur bëhen përpjekje për të analizuar disa vende njëherësh. Pra, duket që një qasje më e mirë është të eksplorohe lidhja dërgesa të emigrantëve-rritje ekonomike për vende të veçanta. Disa kërkues kanë ndjekur këtë rrugë por studimet e tyre sërish kanë prodhuar rezultate kontradiktore. Rezultatet ndryshojnë jo vetëm midis vendeve por edhe për të njëjtin vend. Rezultatet e ndryshme duket të konfirmojnë besimin që përgjithësimi është praktikisht i pamundur. Paaftësia për të përgjithësuar në njërin anë dhe mungesa e studimeve relevante që fokusohen vetëm te Shqipëria në anën tjetër qartësisht tregojnë një nevojë për të vlerësuar këtë lidhje për Shqipërinë. Ky studim do të përpiqet të shpjegojë këtë lidhje në Shqipërinë post-komuniste. Literatura e rishikuar tregoi që

besueshmëria e rezultateve kushtëzohet nga modeli ekonometrik i zgjedhur dhe metodat e vlerësimit të përdorura. Rao (2010) gjithashtu thekson rëndësinë e zgjedhjes së modelit dhe metodës së vlerësimit të duhur. Duke pasur këto dy çështje në mendje, ne do të përpiqemi të zgjedhim një model që rrjedh nga teoria e rritjes dhe t'a vlerësojmë atë duke përdorur teknika vlerësimi që janë të përshtatshme kur seritë kohore janë relativisht të shkurtra.

4 Përvoja shqiptare në një shikim të shpejtë

Shqipëria post-komuniste ka përjetuar një normë relativisht të lartë të rritjes të PBB real. Bazuar në të dhënat e Bankës Botërore ajo është mesatarisht 5.42% për periudhën 1992-2011, çka është përafërsisht 50% më e lartë se norma mesatare e rritjes së vendeve të Ballkanit. Nga këto vende vetëm Bosnja dhe Herzegovina dhe Kosova duket të kenë kaluar Shqipërinë duke përjetuar rritje ekonomike mesatare më të lartë. Megjithatë të dhënat për këto 2 vende nuk janë të disponueshme për të gjithë periudhën e studimit. Megjithatë, siç tregon figura 4.1 norma e rritjes së PBB real në Shqipëri nuk ka qënë shumë e qëndrueshme.

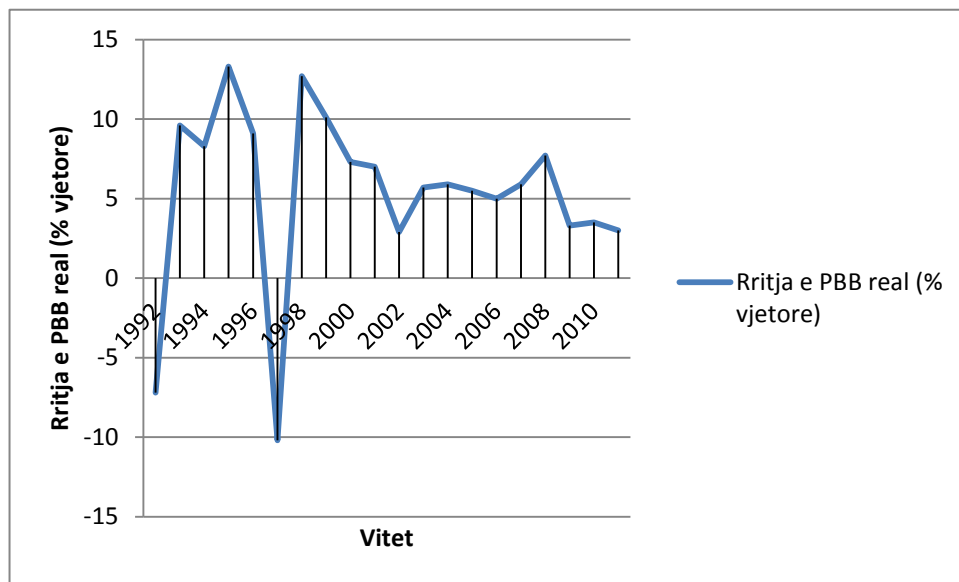


Figura 4.1. Norma e rritjes së PBB real të Shqipërisë (% vjetore) për periudhën 1992-2011

Burimi: Banka Botërore (World Development Indicators 2013)

Nuk është surprizë që norma e rritjes ishte negative në fillim të tranzicionit. Ajo u rrit shpejt nga 1993 në 1995. Të dhënat tregojnë që në 1995 Shqipëria përjetoj normën më të lartë të rritjes së PBB real të periudhës post-komuniste. Norma e rritjes gjatë 1995 ishte më shumë se 13%. Pas 1995 norma e rritjes ekonomike të vendit ra ndjeshëm për shkak të situatës politike të paqëndrueshme që rezultoi nga shembja e skemave piramidale. Ajo arriti vlerën më të vogël prej -10.2% gjatë 1997. Trendi u kthye gjatë 1998 kur PBB real i vendit u rrit me 12.7%. Norma e rritjes ndoqi një trend rënës nga 1999 në 2002 por ngeli pozitive. Ajo u rrit ngadalë nga 2003 në 2008 dhe më pas ra sërish gjatë periudhës 2009-2011 ndoshta për shkak të ndikimit negativ të krizës ekonomike botërore që filloi në 2007.

Një fenomen tjetër i rëndësishëm që ka karakterizuar vendin gjatë periudhës së tranzicionit ka qënë migrimi masiv i shqiptarëve jashtë vendit. Të dhënat e bankës botërore sugjerojnë që përafërsisht gjysma e popullsisë shqiptare jeton jashtë vendit. Disa studiues si psh Korovilas (1999) dhe Martin et al. (2002) pretendojnë që dërgesat e emigrantëve nga kjo pjesë e popullsisë shqiptare jashtë kufijve të vendit kanë luajtur një rol të rëndësishëm pozitiv në rritjen ekonomike të vendit. Në fakt, madhësia e dërgesave të emigrantëve të marra ka qënë e rëndësishme duke e renditur Shqipërinë midis vendeve me hyrje më të mëdha dërgesash të emigrantëve, me dërgesat e emigrantëve të marra përafërsisht 15.5%² e PBB. Ndonëse ky raport ndjek një trend rënës në figurën 4.2, dërgesat e emigrantëve ka gjasa të ngelen të rëndësishme për vendin për shkak të rritjes së globalizimit.

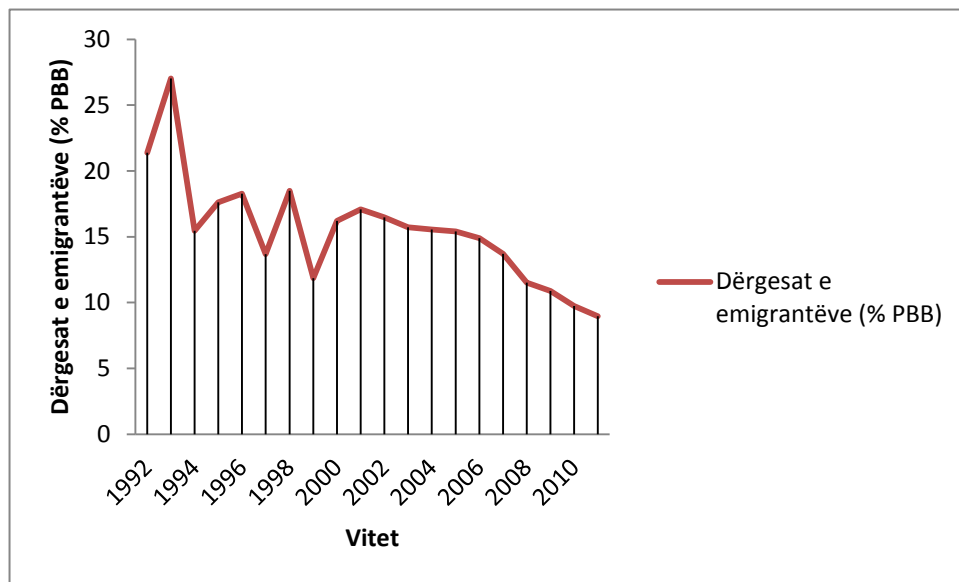


Figura 4.2. Dërgesat e emigrantëve të hyra në Shqipëri si përqindje e PBB për periudhën 1992-2011

Burimi: Banka Botërore (World Development Indicators 2013)

² Dërgesat e emigrantëve janë shuma e transfertave personale dhe kompensimit të punonjësve siç përkufizohet në edicionin e 6^{të} të Manualit të Bilancit të Pagesave dhe Pozicionit Ndërkombëtar të Investimeve të publikuar nga FMN.

Pavarësisht tendencës rënëse të dërgesave të emigrantëve hyrëse si përqindje e PBB madhësia e tyre është rritur ndjeshëm deri para krizës ekonomike globale të vitit 2007 siç tregon figura 4.3.

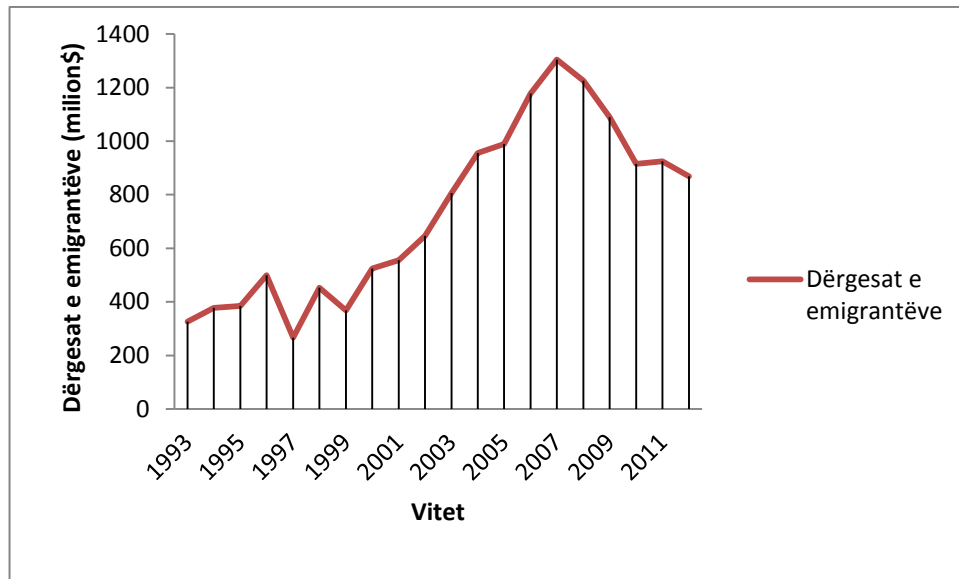


Figura 4.3. Hyrja e dërgesave të emigrantëve në Shqipëri për periudhën 1993-2012 (milion \$)

Burimi: Banka e Shqipërisë (2013)

Norma mesatare e rritjes së dërgesave hyrëse të emigrantëve gjatë periudhës 1993-2007 ka qënë 13.8%. Pas 2007 trendi u kthye, me dërgesat e emigrantëve që filluan të binin me një normë mesatare prej 7.6% nga 2008-2012. Kjo rënie shpjegohet me shumë gjasa nga vështirësitë ekonomike në vendet ku jetojnë shumica e emigrantëve shqiptarë, në veçanti Greqi dhe Itali.

Për më tepër, për shumicën e kohës dërgesat e emigrantëve që kanë hyrë në vend kanë qënë më të larta se hyrjet neto të investimeve të huaja direkte [FDI] dhe ndihma zyrtare e zhvillimit [ODA] neto e marrë nga vendi, siç tregon figura më poshtë.

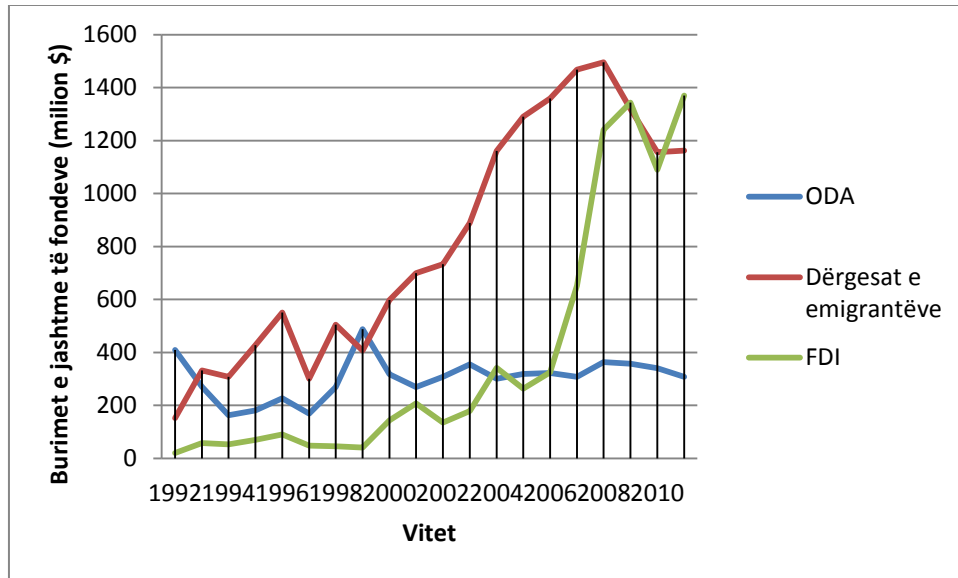


Figura 4.4. Dërgesat e emigrantëve hyrëse, hyrja neto e investimeve të huaja direkte (FDI) dhe ndihma zyrtare e zhvillimit (ODA) neto e marrë nga Shqipëria për periudhën 1993-2011 (milion \$)

Burimi: Banka Botërore (World Development Indicators 2013)

Madhësia e tyre e konsiderueshme dhe rëndësia relative më e madhe krahasuar me burimet e tjera të jashtme të financimit sugjeron që efektet e dërgesave të emigrantëve hyrëse në rritjen ekonomike të Shqipërisë ka mundësi të kenë qënë të rëndësishme.

5 Metodologjia dhe Rezultatet

5.1 Modeli i Rritjes

Për të studiuar ndikimin e dërgesave hyrëse të emigrantëve në rritjen ekonomike të Shqipërisë post-komuniste ne kemi zgjedhur të përdorim një version të zgjeruar të modelit Solow të njohur si specifikimi i Rao sepse siç theksojnë Rao dhe Cooray (2009) modeli i zgjeruar Solow duket të jetë modeli më i përshtatshëm për të shpjeguar dinamikën e rritjes ekonomike me të dhëna për vende të veçanta në trajtën e serive kohore. Ai është më i thjeshtë për t'u vlerësuar dhe nuk funksionon më keq se modelet endogjene të rritjes. Këta studiues besojnë që është e rëndësishme të kuptohen efektet dinamike të variablave potencialë përcaktues të rritjes ekonomike sepse efektet e tyre afatshkurtra në rritjen ekonomike mund të ndryshojnë nga efektet e tyre afatgjata. Rao dhe Hassan (2009) venë në dukje që efektet afatshkurtër janë të rëndësishëm sepse ata mund të rrisin përgjithmonë nivelin e të ardhurës për punëtor. Në këtë model përcaktuesit kryesorë të rritjes ekonomike afatgjatë janë zgjedhur nga variablat përcaktues të rritjes ekonomike të identifikuar nga modelet endogjene të rritjes dhe për këtë arsye modeli njihet edhe si modeli Solow brenda një kuadri endogjen.

Funksioni agregat i prodhimit me kthime konstante dhe progres teknologjik neutral sipas Hicks specifikohet si³:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (5.1)$$

ku K është stoku i kapitalit fizik, A është stoku i njohurive ose niveli i teknologjisë, L është forca e punës, α është pjesa e të ardhurës kombëtare që merret nga zotëruesit e kapitalit dhe t tregon kohën.

Në formën e tij intensive ai shkruhet si:

$$y_t = A_t k_t^\alpha \quad (5.2)$$

ku $y = Y/L$ është prodhimi për punëtor dhe $k = K/L$ është stoku kapitalit fizik për punëtor.

Njohuritë ose teknologjia supozohet të rriten me një normë konstante g për periudhë, që mat gjithashtu edhe normën afatgjatë të rritjes ekonomike. Norma e progresit teknologjik g mund të shprehet në terma të disa variablave potencialë përcaktues të saj për të vlerësuar nëse variabla të caktuar kanë ndonjë efekt në rritjen ekonomike afatgjatë. Disa variabla themelore që mund të luajnë një rol në rritjen ekonomike afatgjatë janë identifikuar në modelet endogjene të rritjes dhe përfshijnë normën e investimit, kapitalin human, FDI, zhvillimin financiar, hapjen tregëtare etj (Rao 2010).

Zhvillimi i teknologjisë përshkruhet nga ekuacioni vijues:

$$A_t = A_0 e^{(g_1 + \sum g_j Z_j)t} \quad (5.3)$$

ku A_0 përfaqëson nivelin fillestar të teknologjisë, g_1 përfaqëson efektet e variablave të injoruar të shumëzuar me trendin kohor në rritjen ekonomike afatgjatë, g_j përfaqëson

³ Për lehtësi është supozuar progres teknologjik neutral sipas Hicks në vend të progres teknologjik neutral sipas Harrod. Ky supozim nuk ka ndikim në rezultatet.

efektet e variablave të caktuar të përfshirë në vektorin Z në rritjen ekonomike afatgjatë dhe t i referohet kohës. Pra modeli Solow i zgjeruar në terma për punëtor shprehet si:

$$y_t = A_0 e^{(g_1 + \sum g_j Z_t)t} k_t^\alpha \quad (5.4)$$

Duke logaritmuar të dy anët e ekuacionit të mësipërm ai shkruhet si:

$$\ln y_t = \ln A_0 + (g_1 + \sum g_j Z_t)t + \alpha \ln k_t \quad (5.5)$$

Norma afatgjatë e rritjes së prodhimit për punëtor (SSGR) është:

$$\Delta \ln y^* = \text{SSGR} = g_1 + \sum g_j Z_t \quad (5.6)$$

ku y^* është prodhimi për punëtor në gjendjen e qëndrueshme.

Rao dhe Cooray (2009) theksojnë që në studimet për vende të veçanta duke përdorur seri kohore është e mundur të përfshihen vetëm pak variabla themelore në vektorin Z për shkak të “madhësive të kufizuara të zgjedhjeve dhe multikolinearitetit të mundshëm midis këtyre variablave”. Prandaj nga lista e gjatë e përcaktuesve të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë ne duhet të zgjedhim vetëm disa variabla për t’i përfshirë në modelin e mësipërm. Sala-I-Martin (1997) për shembull gjen 22 variabla që janë mjaft të korreluar me rritjen ekonomike. Ai thekson që teoria e rritjes nuk është shumë e dobishme për të justifikuar zgjedhjen e variablave shpjegues të rritjes ekonomike. Ne ndjekim qasjen pragmatike të propozuar nga Rao dhe Cooray (2011) për zgjedhjen e përcaktuesve të mundshëm të rritjes ekonomike. Kur studime nga autorë të ndryshëm që përdorin specifikime të ndryshme që vlerësohen me metoda vlerësimi të ndryshme gjejnë që një variabël i caktuar ndikon rritjen ekonomike Rao dhe Cooray (2011) rekomandojnë që ai variabël të përfshihet në vektorin Z. Por ata këshillojnë që natyrisht gjetjet e studimeve më të spikatura duhet të marrin më shumë vëmendje se të tjerët.

Fillimisht, ne përfshijmë në vektorin Z vetëm matës të dërgesave të emigrantëve hyrëse, hapjes tregëtare dhe inflacionit dhe përpiqemi t’a vlerësojmë modelin e mësipërm. Ne përfshijmë dërgesat e emigrantëve hyrëse sepse është variabli kryesor që na intereson midis variablave shpjegues. Nga lista e variablave të kontrollit të përdorur në studimet empirike të rishikuara ne zgjedhim të përfshijmë vetëm inflacionin dhe hapjen tregëtare. Ne përfshijmë inflacionin si një variabël kontrolli për të matur ndikimin e kushteve makroekonomike në rritjen ekonomike duke pasur parasysh konsensusin e gjerë midis kërkuesve për ndikimin negativ të tij në rritjen ekonomike. Evidenca empirike në favor të rolit promovues të hapjes tregëtare në rritjen ekonomike është kontradiktore por teoria sugjeron që ajo mund të luajë një rol të rëndësishëm në rritjen afatgjatë të vendeve në zhvillim duke rritur asimilimin e teknologjive të përdorura në vendet e zhvilluara (Rao 2008). Një variabël “dummy” gjithashtu përfshihet në model për të marrë në konsideratë ndikimin e krizave ekonomike që vendi ka përjetuar gjatë periudhës në shqyrtim. Në veçanti, vitet 1992 dhe 1997 janë karakterizuar nga norma rritjeje negative të konsiderueshme dhe siç theksojnë Claessens dhe Kose (2013) humbjet e mëdha të prodhimit janë një nga pasojat më të spikatura të përbashkëta për shumë kriza.

Pra, specifikimi për t’u vlerësuar është

$$\ln y_t = \ln A_0 + (g_1 + g_2 \text{remr}_t + g_3 \text{infl}_t + g_4 \text{tror}_t)t + g_5 \text{DUM}_t + \alpha \ln k_t + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

ku y është PBB real për punëtor, remr është dërgesat e emigrantëve hyrëse si përqindje e PBB, infl është ndryshimi vjetor në përqindje i deflatorit të PBB, tror është një matës i hapjes tregëtare, DUM është “dummy e krizave” me vlerë 1 për vitet e krizave 1992 dhe 1997 dhe 0 për vitet e tjera, t është një variabël trendi kohor me vitin 1992 si datë fillestare dhe k është kapitali fizik për punëtor. Të dhënat mbulojnë periudhën 1992-2011 dhe të gjithë vrojtimit janë vjetore. Përkufizimet e zgjeruara të variablave dhe burimet e

të dhënave jepen në Shtojcën 1. Ne zgjedhim t'ua quajmë ekuacionin më sipër specifikimi 1.

Specifikimi 1 mund të zgjerohet si vijon:

$$\ln y_t = \ln A_0 + g_1 * t + g_2(\text{remr}_t * t) + g_3(\text{infl}_t * t) + g_4(\text{tror}_t * t) + g_5 \text{DUM}_t + \text{alnk}_t + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

Ai tregon $\ln y_t$ si një funksion të kohës dhe disa variabla të përcaktuara të mundshëm të rritjes ekonomike të cilët janë shumëzuar me trendin kohor.

Para vlerësimit të tij variablat e përfshirë kontrollohen për stacionaritet⁴ [jostacionaritet] për të shmangur marrjen e rezultateve të rreme. Hill et al. (2010) theksojnë që shumë variabla makroekonomike janë jostacionare dhe kur përdoren në një model regresioni të vlerësuar me metodën e zakonshme të katrorëve më të vegjël [OLS] rezultatet mund të mos jenë të besueshme duke treguar një lidhje të rëndësishme kur nuk ekziston një e tillë. Prandaj në modelimin e serive kohore rekomandohet së tepërmi testimi i çdo variabli për rrënjë unitare para vlerësimit të modelit.

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare luajnë një rol të rëndësishëm në marrjen e vendimit për zgjedhjen e metodës më të përshtatshme për të vlerësuar ekuacionin strukturor që na intereson. Ka disa teste të rrënjëve unitare që janë të disponueshëm. Ata ndryshojnë në disa aspekte por thelbi i tyre është i njëjtë: ata janë teste hipotezash të jostacionaritetit [stacionaritetit] të një variabli x të modeluar si një seri kohore. Ekuacioni në trajtën e reduktuar e paraqet variablin x si një funksion të vlerave të tij të shkuara, gabimeve korrente dhe të shkuara dhe variabla të tjerë që janë funksion i kohës. Më formalisht ai shprehet si:

$$x_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^q c_i \varepsilon_{t-i} + \varphi(t) \quad (5.9)$$

ku x_t është variabli që na intereson në kohën t , a_0 është një konstante, ε_t është një gabim i rastit në kohën t dhe $\varphi(t)$ përfshin variabla të tjerë që janë thjesht një funksion i kohës (të tillë si një trend kohor ose variabla “dummy” për thyerje strukturore).

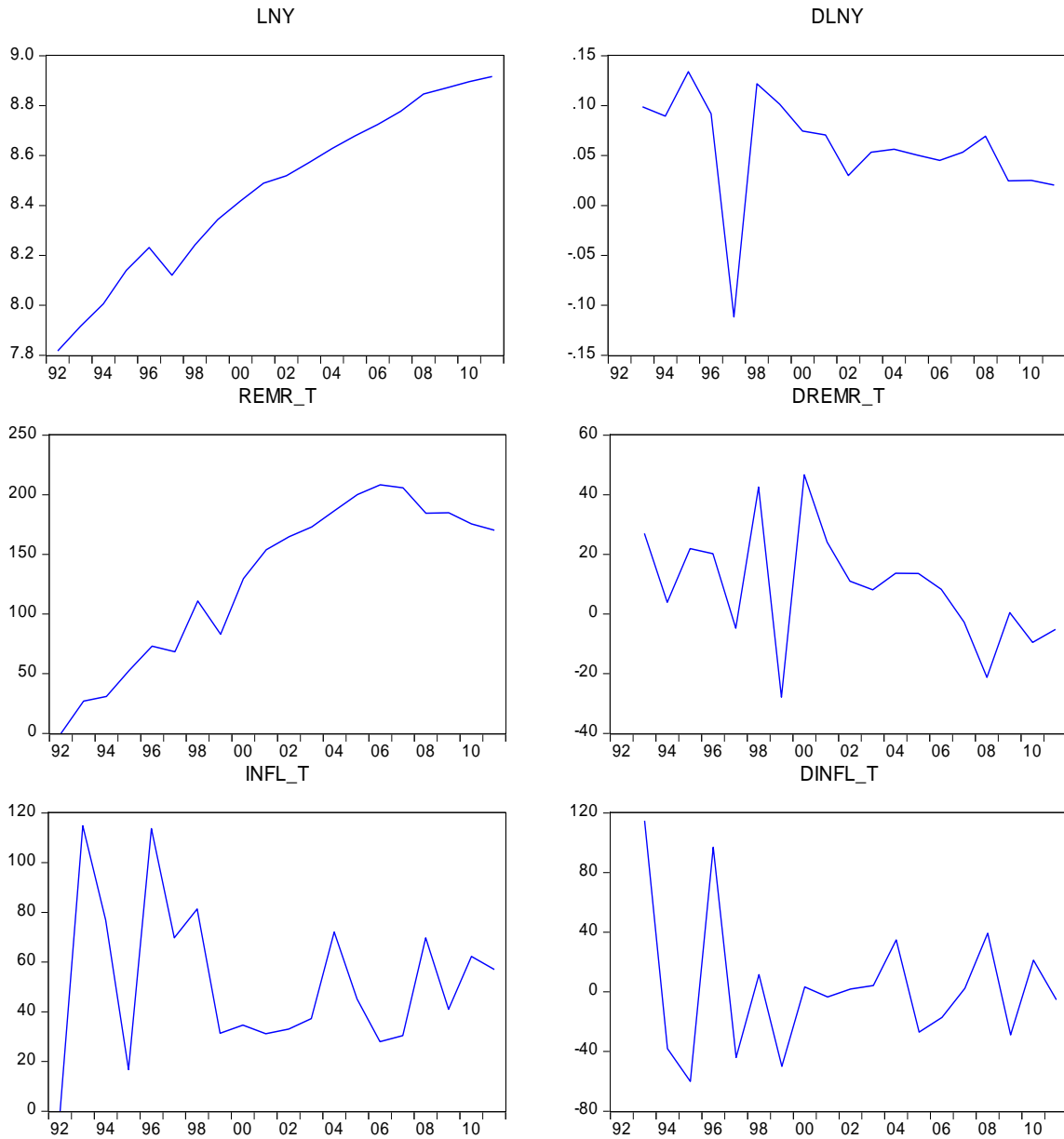
Ndonëse shumë të dobishëm secili prej testeve të rrënjëve unitare ka kufizime. Një nga shqetësimet kryesore që është nënvizuar nga shumë studiues lidhet me fuqinë⁵ e ulët të këtyre testeve veçanërisht kur të dhënat janë të disponueshme për periudha kohore të shkurtra. Për këtë arsye rekomandohet që të përdoren disa teste kur testohet një variabël për rrënjë unitare. Strategjia më e mirë do të ishte kombinimi i testeve për jostacionaritet [që kanë si hipotezë zero jostacionaritetin e serive kohore] me teste për stacionaritet [që kanë si hipotezë zero stacionaritetin e serive kohore dhe si hipotezë alternative jostacionaritetin e serive] duke shpresuar që rezultatet të plotësojnë njëri-tjetrin. Fatkeqësisht ky nuk është gjithmonë rasti dhe arsyetimi ekonomik duhet t'i plotësojë ato (Mahadeva dhe Robinson 2004).

Në këtë studim ne fillimisht përdorim 3 teste shumë popullore të rrënjëve unitare që janë ADF, PP dhe KPSS. Dy të parët kanë si hipotezë zero jostacionaritetin e serive ndërsa i fundit ka si hipotezë zero stacionaritetin e serive kohore.

⁴ Një variabël seri kohore është stacionar [i qëndrueshëm] nëse mesatarja dhe varianca e tij janë konstante përgjatë kohës dhe kovarianca midis dy vlerave varet vetëm nga gjatësia e periudhës së kohës që i ndan ato dhe jo nga momentet kohore kur ato ndodhin (Hill et al. 2010).

⁵ Fuqia e një testi statistikor është probabiliteti i refuzimit të hipotezës zero kur ajo është e pavërtetë.

Pikësëpari, variablat dhe diferencat e para⁶ të tyre paraqiten grafikisht të shprehura kundrejt kohës sepse inspektimi vizual i sjelljes të tyre mund të ndihmojë në zgjedhjen e ekuacionit të përshtatshëm të testit (me ose pa një konstante dhe/ose trend kohor). Grafikët përkatës paraqiten më poshtë.



⁶ Diferenca e parë e një variabli është ndryshimi në vlerën e një variabli nga periudha t-1 në periudhën t. Pra ajo paraqitet si $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$ (Hill et al. 2010).

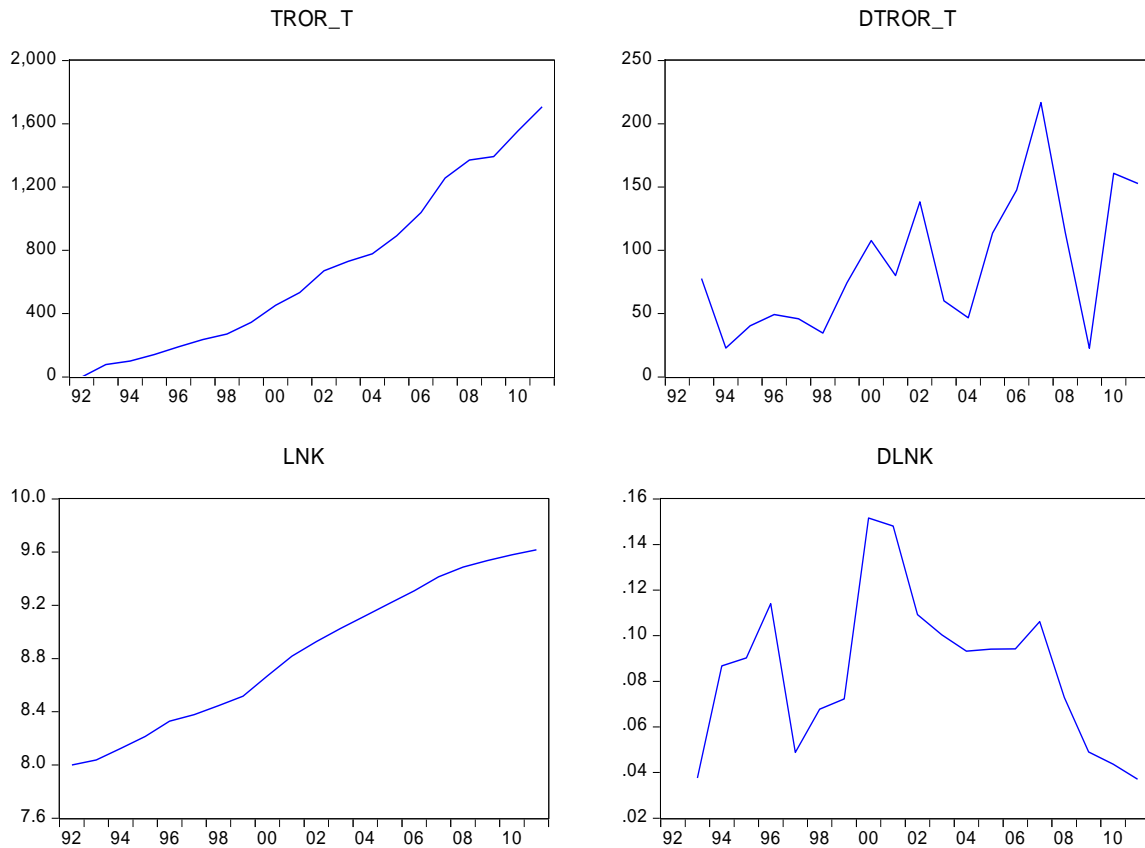


Figura 5.1. Sjellja e serive kohore të përdorura në specifikimin 1 (dhe diferencave të para të tyre)

Burimi: Autput i EViews 7.1

Grafikët e variablave kundrejt kohës sugjerojnë që $\ln y_t$, (remr_t^*) , (tror_t^*) dhe $\ln k_t$ ndjekin trend kohor ndërsa (infl_t^*) luhatet rreth një konstanteje. Prandaj kur testojmë variablat për rrënjë unitare ekuacionet e testeve përfshijnë vetëm një konstante kur shqyrtohet (infl_t^*) dhe si një konstante ashtu edhe një trend kohor kur analizohen karakteristikat e $\ln y_t$, (remr_t^*) , (tror_t^*) dhe $\ln k_t$.

Grafikët e diferencave të para të variablave kundrejt kohës nënkuptojnë që diferencat e para të këtyre variablave luhaten rreth konstanteve përveç $\Delta(\text{infl}_t^*)$ që luhatet rreth zeros. Për rrejdhojë kur testojmë sjelljen e diferencave të para të këtyre variablave ekuacionet e testeve përfshijnë vetëm një konstante kur shqyrtohet secila prej këtyre variablave përveç $\Delta(\text{infl}_t^*)$. Kur analizohet $\Delta(\text{infl}_t^*)$ ekuacionet e testeve nuk përfshijnë as një konstante as një trend kohor ose përfshijnë vetëm një konstante në varësi të testit të rrënjëve unitare të përdorur.

Rezultatet e testeve janë paraqitur në tabelën vijuese.

Tabela 5.1. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e specifikimit 1

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$\ln y_t$	1.0700 27	- 2.3542 15	0.17017 6**	jostacionar	- 4.7928 8*	- 4.78926 4*	0.41593 2	stacionar
remr_t^*	0.7036 71	- 0.1088 1	0.15410 7 **	jostacionar	- 5.1995 8*	- 5.08926 *	0.46941 7**	i pacaktuar
infl_t^*	- 5.3106 7*	- 5.2123 6*	0.15890 4	stacionar	- 8.4891 6*	- 14.4656 *	0.5**	i pacaktuar
tror_t^*	- 0.3119 9	- 0.2117 3	0.16773 7 **	jostacionar	- 2.5494 9	- 2.43913	0.55194 5**	jostacionar
$\ln k_t$	- 1.4893 39	- 1.3429 15	0.10965 7	i pacaktuar	- 2.2678 93	- 2.37421 4	0.17896 3	i pacaktuar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare nënkuptojnë që $\ln y$ është I(1) ndërsa tror_t^* është e integruar e rendit 2 ose më të lartë. Rezultatet në lidhje me rendin e integritit të variablave të tjerë janë të pacaktuar. Pra, testet e përdorur nuk janë në gjendje të përcaktojnë rendin e integritit të remr_t^* , infl_t^* dhe $\ln k_t$.

Testi DF-GLS i rrënjëve unitare u përdor gjithashtu në të gjithë variablat e shqyrtuar për të ofruar evidencë shtesë për sjelljet e tyre. Ne vendosëm të përdorim këtë test shtesë të rrënjëve unitare, që është një version i modifikuar i testit ADF, sepse është treguar që ai ka fuqi më të lartë se testi ADF (Elliott et al. 1996). Ashtu si testi ADF hipoteza zero në testin DF-GLS është që variabli në shqyrtim është jostacionar kundrejt hipotezës alternative që ai është stacionar. Rezultatet e këtij testi paraqiten në tabelën më poshtë.

Tabela 5.2. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e specifikimit 1

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
$\ln y_t$	-2.73876	jostacionar	-4.48365*	stacionar
remr_t^*t	-1.14252	jostacionar	-5.19876*	stacionar
infl_t^*t	-4.53171*	stacionar	-2.55372**	stacionar
tror_t^*t	-1.11739	jostacionar	-2.64879**	stacionar
$\ln k_t$	-2.5281	jostacionar	-2.0643 **	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Për variablat fillestarë [në nivel] hipoteza zero e jostacionaritetit refuzohet vetëm për variablin (infl_t^*t) ndërsa për diferencat e para të variablave ajo refuzohet për secilën prej tyre në nivelet konvencionale të besimit të përdorura. Pra rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare sugjerojnë që të gjithë variablat në shqyrtim janë $I(1)$ përveç (infl_t^*t) që është $I(0)$. Ato përforcojnë gjetjet e mëparshme në lidhje me rendin e integritit të variablit të varur dhe qartësojnë rendin e integritit të variablave të tjerë. Megjithatë, ne vemë re që evidenca në lidhje me rendin e integritit të tror_t^*t është më e dobët sepse ka mospërputhje më të mëdha në rezultatet e testeve.

Siç u përmend edhe më herët rezultatet e testeve të rrënjëve unitare kanë ndërlikime shumë të rëndësishme për zgjedhjen e metodës së vlerësimit. Prezenca e variablave me rende integrimi të ndryshëm [por asnjë me rend integrimi më të lartë se 2], rendi i integritit të variablit të varur dhe periudha e shkurtër kohore e serive kohore në shqyrtim sugjerojnë fuqishëm që ARDL është metoda më e përshtatshme e vlerësimit për t'u përdorur.

Metoda ARDL është shumë popullore sepse ka disa avantazhe të rëndësishme krahasuar me metodat e tjera që mund të përdoren për të vlerësuar modele regresioni me të dhëna në trajtën e serive kohore si psh testet e kointegrimit⁷ të Engle dhe Granger (1987) apo të Johansen (1992).

Së pari, ajo nuk kërkon që të gjithë variablat të jenë të njëjtit rend integrimi. Variabli i varur duhet të jetë $I(1)$ ndërsa variablat shpjegues mund të jenë një përzjerje variablash $I(0)$ dhe $I(1)$ (Pesaran et al. 2001).

Së dyti, ajo ka veti mjaft të mira për zgjedhjet e vogla duke e bërë këtë metodë shumë të përshtatshme kur të dhënat në trajtën e serive kohore janë të disponueshme për periudha të shkurtra kohore (Pesaran dhe Shin 1999; Narayan 2005; Narayan dhe Narayan 2006).

Studime empirike për vende të veçanta që përdorin metodën ARDL në zgjedhje të vogla të dhënash në trajtën e serive kohore që përmbajnë më pak se 30 vrojtime nuk janë të pazakontë. Për shembull, Gaikwad dhe Fathipour (2013) përdorin qasjen ARDL për të

⁷ Koncepti i kointegrimit u përdor fillimisht nga Granger (1981). Kur dy ose më shumë seri kohore lëvizin së bashku ato thuhet të jenë të kointegruara duke nënkuptuar një lidhje afatgjatë midis tyre. Përcaktues të përbashkët mund të jenë shkaku i kësaj bashkëlëvizjeje. Kointegrimi përkufizohet më formalisht si një kombinim linear stacionar i disa variablave $I(1)$ (Hill et al. 2010).

studiuar ndikimin e FDI në PBB të Indisë duke përdorur 18 vrojtime vjetore. Pattichis (1999) përdor qasjen ARDL për të vlerësuar funksionin e kërkesës të importit të Qipros me vetëm 20 vrojtime vjetore në dispozicion të tij. Wahid et al. (2011) përdorin metodën ARDL për të vlerësuar ndikimin e inflacionit në zhvillimin financiar të Bangladeshit me 21 vrojtime vjetore. Chang et al. (2005) gjithashtu përdor 21 vrojtime vjetore për të vlerësuar funksionin e kërkesës të importit të Koresë së Jugut me ARDL. Jeon (2009) përdor të njëjtën metodologji për të vlerësuar rolin e bilancit të pagesave në rritjen ekonomike të Kines me 24 vrojtime vjetore. Blin dhe Ouattara (2009) përpikën të kuptojnë rolin e FDI në rritjen ekonomike të Mauritanisë duke përdorur ARDL me 26 vrojtime vjetore. Duke përdorur të njëjtën metodologji me të njëjtin numër vrojtimesh (26), Tchantchane et al. (2013) studiojnë ndikimin e dërgesave të emigrantëve, shpenzimeve të shkollimit dhe investimit në rritjen ekonomike të Filipineve.

Së treti, ajo lejon për vonesa optimale të ndryshme për variabla të ndryshëm të përfshirë në model (Pahlavani 2005).

Së katërti, ajo mund të adresojë problemet e mundshme të endogjenitetit duke ofruar vlerësime të besueshme edhe kur variablat shpjegues janë endogjenë (Tchantchane et al. 2013; Durmaz dhe Lee 2013)

Së pesti, ajo mund të adresojë gjithashtu edhe problemet e shkaktuara nga variablat e lënë jashtë modelit (Narayan 2004).

Së fundi, metoda ARDL jo vetëm teston praninë e lidhjeve afatgjata por edhe i vlerëson ato duke përdorur si informacion afatshkurtër edhe informacion afatgjatë. Përveç kësaj, lidhjet afatgjata dhe afatshkurtra midis variablave që shqyrtohen mund të vlerësohen njëkohësisht.

Qasja test i kufijve e kointegrimit ARDL u zhvillua nga Pesaran dhe Shin (1999) dhe Pesaran et al. (2001).

Modeli ARDL është një specifikim dinamik që përfshin vlera të zhvendosura në kohë të variablave të varur dhe shpjegues si dhe vlera korrente të variablave shpjegues për të vlerësuar si lidhjet afatgjata edhe ato afatshkurtra midis disa variablave në shqyrtim.

Sipas Choong (2005), i cili përmbledh Pesaran et al. (2001), modeli ARDL mund të shprehet si një model VAR i rendit p:

$$z_t = c_0 + \alpha t + \sum_{i=1}^p \eta_i z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.10)$$

ku

z_t është një vektor kolonë i variablave y_t dhe x_t . y_t është variabli i varur ndërsa x_t është një vektor kolonë i k variablave shpjegues.

c_0 përfaqëson një vektor kolonë me $(k + 1)$ komponentë konstantesh,

α përfaqëson një vektor kolonë me $(k + 1)$ komponentë koeficientësh trendi kohor,

η_i përfaqëson një matricë $(k + 1) * (k + 1)$ parametrash VAR për vonesën i ,

ε_t është një vektor kolonë me $(k + 1)$ komponentë termash gabimi zhurmë të bardhë,

t përfaqëson kohën ndërsa p është gjatësia optimale e vonesës.

Ai mund të paraqitet si një model VEC në formën vijuese:

$$\Delta z_t = c_0 + \alpha t + \lambda z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.11)$$

ku

Δ është operatori i diferencës së parë,

λ është një matricë $(k + 1) * (k + 1)$ koeficientësh afatgjatë, dhe

Γ_i dhe Φ_i janë përkatësisht një vektor kolonë $(k + 1)$ dhe një matricë $(k + 1) * k$ koeficientësh afatshkurtër.

Matrica e koeficientëve afatgjatë mund të ndahet si

$$\lambda = \begin{bmatrix} \lambda_{yy} & \lambda_{yx} \\ \lambda_{xy} & \lambda_{xx} \end{bmatrix}$$

Specifikimi 1 mund të shprehet në formën ARDL duke ndjekur supozimet e bëra nga Pesaran et al. (2001) për rastin v (konstante të pakufizuara dhe trende të pakufizuara). Duhet të vendoset kufizimi $\lambda_{xy} = 0$ në mënyrë që të ekzaminohet të shumtën një lidhje unike afatgjatë midis y_t dhe variablave shpjegues. Specifikimi 1 shfaqet si modeli vijues i pakufizuar i korigjimit të gabimit [UECM]:

$$\Delta \ln y_t = \ln A_0 + \alpha t + \lambda_1 \ln y_{t-1} + \lambda_2 (\text{remr}_{t-1} * t - 1) + \lambda_3 (\text{infl}_{t-1} * t - 1) + \lambda_4 (\text{tror}_{t-1} * t - 1) + \lambda_5 DUM_t + \lambda_6 \ln k_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta \ln y_{t-i} + \sum_{i=0}^q b_i \Delta (\text{remr}_{t-i} * t - i) + \sum_{i=0}^r c_i \Delta (\text{infl}_{t-i} * t - i) + \sum_{i=0}^s d_i \Delta (\text{tror}_{t-i} * t - i) + \sum_{i=0}^v f_i \Delta \ln k_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.12)$$

Ky ekuacion mund të shihet gjithashtu si një model ARDL i rendit (p, q, r, s, v) . Përfshirja e variablës “dummy” që merr vetëm vlera 0 ose 1 në modelin e mësipër nuk shkakton ndonjë problem meqë pjesa e vrojtimit ku variabli “dummy” është jo zero është $2/10 = 10\%$ (Pesaran et al. 2001). Choong (2005) gjithashtu përfshin një variabël të tillë “dummy” në modelin e përdorur për të marrë në konsideratë ndikimin e krizës financiare që përfshiu Azinë Lindore në rritjen ekonomike të Malajzisë.

Duke ndjekur Choong (2005) analiza ndjek hapat vijues:

- 1) Vlerësimi i UECM më sipër me OLS.
Vonesat optimale mund të përcaktohen nga AIC ose SBC. Meqë vrojtimit në këtë studim janë vjetore zgjidhet një vonesë maksimale 2 (Pesaran dhe Shin 1999).
- 2) Kontrolli i qëndrueshmërisë të UECM në mënyrë që rezultatet e marra të jenë të vlefshme.
- 3) Testimi i kointegrimit midis variablave i ekzaminuar duke përdor testin Wald (statistikën F).

Statistika F teston rëndësinë e përbashkët të koeficientëve të variablave të zhvendosur një periudhë mbrapa në kohë në UECM. Hipotezat 0 dhe alternative janë:

$H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_6 = 0$ [nuk ka kointegrim]

$H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \lambda_3 \neq \lambda_4 \neq \lambda_6 \neq 0$ [kointegrim]

Statistika F ka një shpërndarje jostandarde që varet nga: (a) numri i variablave shpjegues të përfshirë në model dhe rendi i tyre i integrit (b) përfshirja e një konstanteje dhe/ose trendi në modelin ARDL dhe nëse ato janë të kufizuara apo jo, dhe (c) numri i vrojtimit të disponueshme (Narayan 2005).

Një vendim rreth kointegrimit mund të merret duke krahasuar vlerën e statistikës F të llogaritur me vlerat kritike të saj të përlllogaritura nga Narayan (2005).

Studimi përdor vlerat kritike të statistikës F të ofruara nga Narayan (2005) në vend të vlerave kritike të llogaritura nga Pesaran et al. (2001) sepse vlerat kritike nga Narayan (2005) janë llogaritur për zgjedhje të vogla nga 30 në 80 vrojtimit. Për një nivel të dhënë besimi mund të bëhet një inferencë përfundimtare rreth kointegrimit vetëm nëse statistika F e llogaritur bie jashtë kufijve kritikë pavarësisht rendit të integrit të variablave shpjegues [tërësisht I(0), tërësisht I(1) ose një përzjerje e të dyve]. Më specifikisht, nëse statistika F e llogaritur është më e vogël se vlera kritike e kufirit të poshtëm hipoteza zero nuk refuzohet duke sugjeruar mosekzistencën e një lidhjeje afatgjatë midis variablave në

shqyrtim. Nëse është më e madhe se vlera kritike e kufirit të sipërm hipoteza zero refuzohet duke sugjeruar një lidhje afatgjatë midis variablave në shqyrtim. Nëse statistika F bie midis kufijve të poshtëm dhe të sipërm vendimi rreth kointegrimit është jopërfundimtar.

- 4) Vlerësimi i lidhjeve afatgjata dhe afatshkurtra pasi arrihet në përfundimin se kointegrimi është i pranishëm.

Koeficientët afatgjatë llogariten si koeficientët e vlerësuar të variablave shpjegues të zhvendosur një periudhë kohore mbrapa në UECM të shumëzuar me -1, pjestuar me koeficientin e vlerësuar të variablit të varur të zhvendosur një periudhë mbrapa në model (Bardsen 1989).

Koeficientët afatshkurtër janë të gatshëm nga vlerësimi i UECM. Ata janë koeficientët e diferencave të para të variablave në UECM.

Megjithatë, para se të vazhdohet me vlerësimin e specifikimit të mësipërm ne vendosëm të kontrollojmë së pari vlerën e vlerësuar të α duke hequr përcaktuesit e mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë nga specifikimi 1. Është me rëndësi të jashtëzakonshme për besueshmërinë e gjetjeve që të rezultojë një vlerë statistike e rëndësishme e arsyeshme e α sepse ky tregues është një komponent kritik i funksionit të prodhimit. Versioni më i përshtatshëm UECM i modelit ARDL që rezulton pas këtij veprimi është:

$$\Delta \ln y_t = \ln A_0 + \alpha t + \lambda_1 \ln y_{t-1} + \lambda_2 \ln k_{t-1} + \lambda_3 DUM_t + \sum_{i=1}^2 a_i \Delta \ln y_{t-i} + \Delta \ln k_t \quad (5.13)$$

Vlerësimet e koeficientëve paraqiten si vijon.

Tabela 5.3. Vlerësimi i specifikimit 1 pa përcaktues të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë

Dependent Variable: DLNY
Method: Least Squares
Date: 09/27/13 Time: 18:38
Sample (adjusted): 1995 2011
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.935674	1.051460	4.694116	0.0011
T	0.019707	0.007961	2.475432	0.0353
LN(-1)	-0.890474	0.175528	-5.073127	0.0007
LNK(-1)	0.273564	0.081434	3.359340	0.0084
DUM	-0.131154	0.023072	-5.684666	0.0003
DLNY(-1)	0.205720	0.084681	2.429353	0.0380
DLNY(-2)	-0.008752	0.063140	-0.138617	0.8928
DLNK	0.398466	0.162740	2.448482	0.0368
R-squared	0.980310	Mean dependent var		0.053560
Adjusted R-squared	0.964995	S.D. dependent var		0.053929
S.E. of regression	0.010090	Akaike info criterion		-6.049362
Sum squared resid	0.000916	Schwarz criterion		-5.657262
Log likelihood	59.41958	Hannan-Quinn criter.		-6.010387
F-statistic	64.01155	Durbin-Watson stat		2.261682
Prob(F-statistic)	0.000001			

Që rezultatet të jenë të vlefshme supozimet e modelit të regresionit të shumëfishtë të vlerësuar nuk duhet të shkelen. Prandaj, para se të interpretohen rezultatet e marra kryhen kontrollet vijuese:

- a) A janë mbetjet e modelit të pakorreluara në mënyrë seriale?
- b) A janë mbetjet e modelit me shpërndarje normale?
- c) A janë mbetjet e modelit homoskedastike?
- d) A është modeli i specifikuar në mënyrë korrekte?
- e) A janë parametrat e modelit të qëndrueshëm?

Testet përkatës të kryer dhe rezultatet e tyre janë përmbledhur më poshtë. Detaje të tjera janë dhënë në Shtojcën 2.

Kontrolli diagnostik

AR(1) = 1.116116 [0.2908]
JB = 1.155413 [0.561184]
ARCH(1) = 0.019888 [0.8879]
RESET(2) = 1.614278 [0.2652]

AR, JB, ARCH dhe RESET u referohen përkatësisht testit Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testit Jarque-Bera të normalitetit, testit ARCH [të heteroskedasticitetit të kushtëzuar autoregresiv] dhe testit RESET të Ramsey. Numrat në kllapa përfaqësojnë numrin e vonesave = 1 dhe numrin e termave të përshtatur = 2 të përfshirë në testin Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testin ARCH dhe testin RESET përkatësisht. Gjithashtu paraqiten dhe statistikën dhe llogaritura të testeve së bashku me probabilitetet përkatëse [në kllapa katrore].

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial kryhet për të kontrolluar nëse mbetjet janë të korreluara në mënyrë seriale. Ai përfaqëson një alternativë më të preferuar se testi Durbin-Watson sepse adreson mangësitë e këtij të fundit. Numri i vonesave të zgjedhura është 1 sepse rekomandohet përgjithësisht një vonesë prej 1 kur të dhënat janë vjetore (Asteriou dhe Hall 2011). Vlera p e statistikës LM është 0.2908. Ajo është më e madhe se niveli i zgjedhur i besimit prej 0.05 duke sugjeruar që hipoteza zero e moskzistencës të korrelacionit serial nuk mund të refuzohet.

Normaliteti i mbetjeve të modelit kontrollohet duke përdorur testin Jarque-Bera të normalitetit. Hipoteza zero e shpërndarjes normale të mbetjeve nuk refuzohet sepse probabiliteti i statistikës së testit prej 0.561184 është më i madh se niveli i besimit prej 0.05. Pra evidenca flet në favor të shpërndarjes normale të mbetjeve.

Testi ARCH përdoret për të kontrolluar nëse mbetjet janë homoskedastike. Numri i vonesave të zgjedhura është 1. Probabiliteti i statistikës së testit është 0.8879, çka është shumë më e lartë se niveli i besimit prej 0.05 duke ofruar evidencë të fortë në favor të mosprezencës së efekteve ARCH. Duke qënë të paafte të refuzojmë hipotezën 0 të mosprezencës të efekteve ARCH ne mund të arrijmë në përfundimin se specifikimi ynë nuk ka efekte ARCH (1).

Testi RESET i Ramsey është një test i përgjithshëm për specifikim jokorrekt të modelit për shkak të variablave të rëndësishëm të lënë jashtë tij, korrelacion midis variablave shpjegues të përfshirë dhe termit të gabimit ose zgjedhjes së një forme funksionale jo të përshtatshme. Numri i termave të përshtatur të zgjedhur është 2 bazuar në rekomandimin e Asteriou dhe Hall (2011). [Megjithatë, konkluzione të ngjashme arrijmë edhe kur numri i termave të përshtatur të përfshirë është 1]. Probabiliteti i statistikës F është 0.2652 që është shumë më i lartë se niveli i besimit prej 0.05 duke nënkuptuar që hipoteza zero e specifikimit korrekt [jo keqspecifikim të modelit] nuk mund të refuzohet. Pra modeli duket të jetë i specifikuar në mënyrë korrekte.

Për të kontrolluar stabilitetin e parametrave të modelit janë përdorur testi CUSUM dhe testi CUSUM of Squares. Në të dyja testet rezultatet tregojnë që specifikimi është i qëndrueshëm gjatë periudhës së shqyrtuar. Të dy grafikët tregojnë që statistikën e testeve janë brenda vijave kritike duke nënkuptuar stabilitet të koeficientëve të modelit. Grafikët janë paraqitur në Shtojcën 2.

Pra modelit ynë ARDL nuk ka probleme serioze diagnostike si korrelacion serial, efekte ARCH dhe jonormalitet të mbetjeve dhe është specifikuar në mënyrë korrekte. Rrjedhimisht, rezultatet e marrë nga vlerësimi janë të vlefshëm për interpretim. Modeli ka fuqi shpjeguese shumë të lartë. Më shumë se 98% e ndryshueshmërisë të variabës të varur shpjegohet nga ndryshueshmëria e variablave shpjegues të përfshirë në model⁸ [$R^2 = 0.98031$].

Përveç $\Delta \ln y_{t-2}$ të gjithë koeficientët e vlerësuar janë statistikisht të rëndësishëm në nivelet më të zakonshme të besimit të përdorura [1% or 5%]. Për më tepër, koeficientët e c , t $\ln k_{t-1}$, dhe dum kanë shenjat e pritshme. Ato janë pozitive përveç koeficientit të variablës “dummy” që është negativ. Koeficienti negativ i variablës “dummy” nënvizon ndikimin negativ të krizave në prodhimin agregat të Shqipërisë post-komuniste. Po aq e rëndësishme, vlera e α për Shqipërinë është 0.31, thuhet e barabartë me vlerën e saj të përdorur gjërësisht prej 1/3.

Ne gjithashtu kontrollojmë për praninë e një lidhjeje afatgjatë midis $\ln y$ dhe $\ln k$ duke përdorur testin Wald. Vendimi rreth kointegrimit merret pas krahasimit të vlerës të llogaritur të statistikës F me vlerat kritike të saj të ofruara nga Narayan (2005).

Tabela 5.4. Vlerat kritike për analizën e kointegrimit të përlllogaritura nga Narayan (2005)

Niveli i besimit (α)	Vlera kritike e kufirit të poshtëm	Vlera kritike e kufirit të sipërm
1%	10.605	11.650
5%	7.360	8.265
10%	6.010	6.780

Shënim: Vlerat kritike janë cituar nga Narayan (2005) për rastin V (konstante e pakufizuar dhe trend i pakufizuar) për numër variablash shpjegues (k) = 1 dhe numër periudhash kohore (n) = 30. Numri i periudhave kohore në studimin tonë është 20 por ne përdorim vlerat kritike të llogaritura për një zgjedhje prej 30 periudhash sepse kjo është zgjedhja më e vogël për të cilën janë llogaritur vlerat kritike nga autori. Megjithatë, të

⁸ Ashtu si Hill et al. (2010) ne preferojmë të raportojmë vetëm koeficientin e përcaktueshmërisë [jo koeficientin e përcaktueshmërisë të korrigjuar].

njëjtat vlera kritike janë përdorur në studimet e tjera të ngjashme me zgjedhje të vogla të përmendura më sipër duke supozuar një ndikim të vogël në rezultatet.

Vlera e llogaritur e statistikës F është 12.86845. Meqë ajo është më e madhe se vlera kritike e kufirit të sipërm në nivelin e besimit 1% hipoteza zero e mungesës së kointegritit refuzohet duke nënkuptuar një lidhje afatgjatë midis lny dhe lnk.

Kjo lidhje afatgjatë mund të paraqitet si:

$$lny_t = 4.94 + 0.02t + 0.31lnk_t - 0.131DUM_t \quad (5.14)$$

Koeficientët afatgjatë llogariten siç sugjeron Bardsen (1989). Ata janë të gjithë statistikisht të rëndësishëm në nivelin e besimit 1% përveç koeficientit të trendit kohor që është statistikisht i rëndësishëm në 5%. Rezultatet sugjerojnë një normë rritjeje afatgjatë mesatare vjetore prej përafërsisht 2% të përjetuar nga Shqipëria për periudhën 1992-2011. Rezultatet gjithashtu konfirmojnë ndikimin negativ të krizave në prodhimin agregat të vendit.

Kur përpiqemi të vlerësojmë specifikimin 1 duke përdorur qasjen ARDL marrim rezultate jo të kënaqshme sepse shumica e variablave shpjegues të përdorur nuk janë relevantë dhe/ose vlera e pjesës së kapitalit ndaj të ardhurave nuk është e arsyeshme. Prandaj ne ndjekim një “rrugë” alternative për të identifikuar përcaktuesit e rritjes ekonomike afatgjatë. Ne vlerësojmë normën afatgjatë të rritjes ekonomike [g] duke përdorur kuadrin e kontabilitetit të rritjes dhe më pas përpiqemi të kuptojmë përcaktuesit e saj. “Ushtrimi” i kontabilitetit të rritjes kryhet duke përdorur pjesën e përlllogaritur më sipër të kapitalit prej 0.31. Ne kontrollojmë karakteristikat e variablave në regresionin e rritjes para se t’a vlerësojmë atë.

Në “ushtrimin” e kontabilitetit të rritjes g llogaritet si mbetës pas diferencimit total të funksionit të prodhimit agregat në formën e tij intensive. Ekuacioni paraqitet si:

$$DlnA = g = Dlny - \alpha(Dlnk) \quad (5.15)$$

Vlera e përlllogaritur e normës të rritjes afatgjatë kundrejt kohës shprehet në grafikun më poshtë.

G

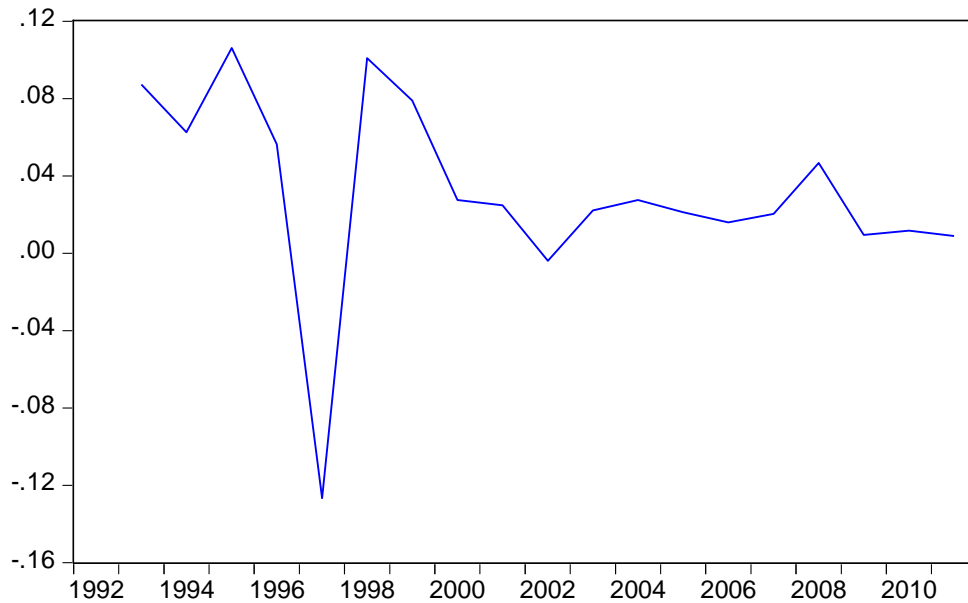


Figura 5.2. Sjellja e normës të përlogaritur të rritjes afatgjatë për Shqipërinë gjatë periudhës 1993-2011
Burimi: Llogaritjet e autorit

Figura më sipër tregon që norma e përlogaritur e rritjes ekonomike afatgjatë ra ndjeshëm në vitin 1997 dhe duket të ketë qënë relativisht e qëndrueshme pas atij viti.

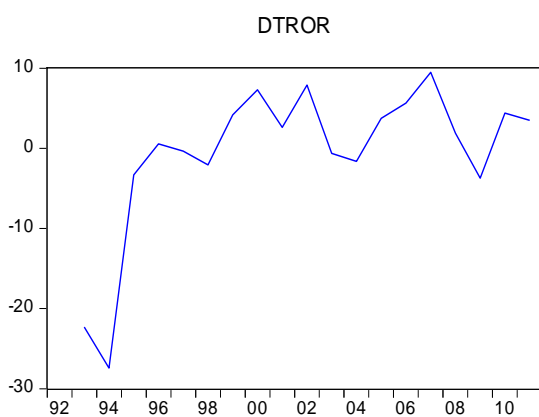
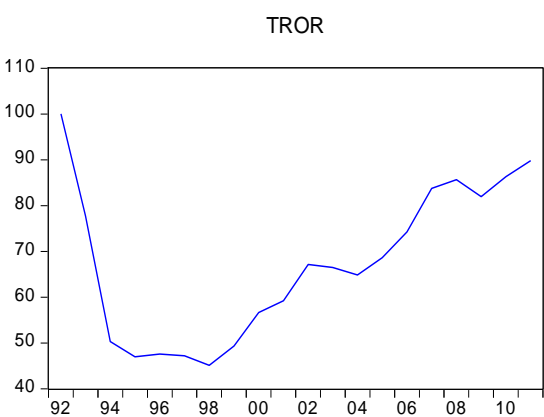
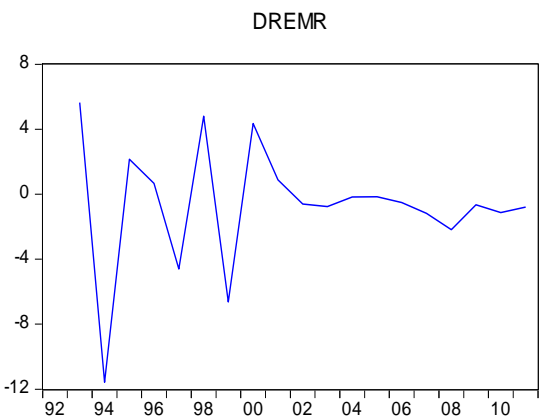
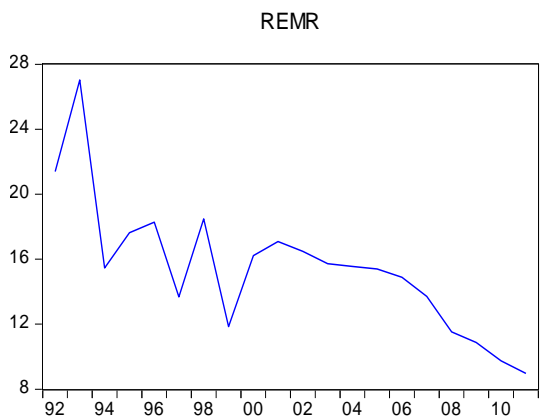
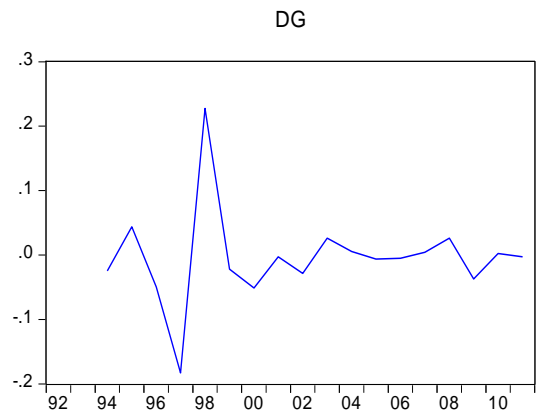
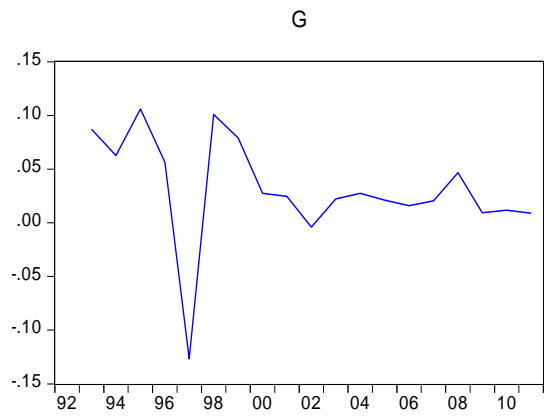
Pas përlogaritjes së g për periudhën në shqyrtim ne përpiqemi t'a shpjegojmë atë duke e shprehur si funksion të përcaktuesve potencialë të identifikuar më herët në studim. Modeli i rritjes paraqitet si vijon:

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 remr_t + \beta_2 tror_t + \beta_3 infl_t + \beta_4 DUM_t + \varepsilon_t \quad (5.16)$$

Nuk përfshihet një trend kohor në modelin e mësipërm meqë grafiku qartësisht tregon që g nuk ndjek një trend të tillë. β_2 pritet të jetë pozitiv ndërsa si β_3 ashtu edhe β_4 priten të jenë negativë. β_1 mund të jetë pozitiv ose negativ.

Para vlerësimit secili prej variablave në model testohet për stacionaritet [jostacionaritet] duke përdorur testet konvencionalë të rrënjëve unitare.

Ne paraqesim më poshtë grafikët e variablave dhe diferencave të para të tyre kundrejt kohës për të n'a ndihmuar të zgjedhim formën më të përshtatshme të ekuacionit të testit.



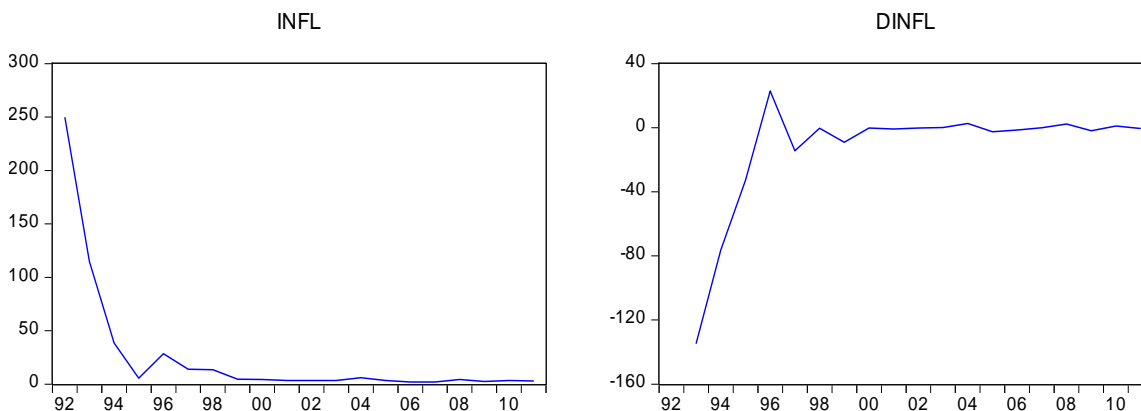


Figura 5.3. Grafikët e variablave të përdorur në modelin e rritjes (në nivel dhe diferenca të para të tyre)

Burimi: Autput i EViews 7.1

Tabela 5.5. Testet e rrënjëve unitare për variablat e modelit të rritjes

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
g	-6.776768*	-5.655491*	0.369467	stacionar	-11.72771*	-12.28685*	0.27129	stacionar
remr _t	--1.205521	-4.361896**	0.106256	i pacaktuar	-9.64814*	-9.64814*	0.5**	i pacaktuar
tror _t	-1.75111	-2.04898	0.359373	i pacaktuar	-2.90774	-5.10955*	0.410552	stacionar
infl _t	-8.06402*	-64.8205*	0.440568	stacionar	-2.75225*	-30.69345*	0.391984	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Rezultatet tregojnë që si g edhe inflacioni janë variabla të qëndrueshme. Evidenca është e pacaktuar në lidhje me rendin e integritit të dërgesave të emigrantëve dhe hapjes tregëtare. Për këtë arsye kryhet edhe testi DF-GLS. Rezultatet e tij plotësojnë ato të testeve të rrënjëve unitare të ndërmarra më sipër dhe paraqiten si vijon.

Tabela 5.6. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e modelit të rritjes

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
g	-4.445879*	stacionar	-5.745669*	stacionar
$remr_t$	-2.048087	jostacionar	-2.20261**	stacionar
$tror_t$	-1.3874	jostacionar	-2.21483 **	stacionar
$infl_t$	-0.065507	jostacionar	0.960022	jostacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Rezultatet e testit DF-GLS konfirmojnë rezultatet e testeve të mëparshme të rrënjëve unitare për g por bien ndesh me rezultatet e tyre për $infl_t$. Rezultatet e testit DF-GLS sugjerojnë që $infl_t$ është i integruar i rendit 2 ose më të lartë ndërsa rezultatet e testeve të mëparshme sugjeruan që ai është stacionar. Përveç kësaj, rezultatet e këtij testi sugjerojnë që si $remr_t$ edhe $tror_t$ janë të integruar të rendit 1.

Megjithatë shumica e evidencës sugjeron që inflacioni është stacionar.

Metoda ARDL e vlerësimit nuk është e përshtatshme në këtë rast sepse variabli i varur [g] nuk është i integruar i rendit 1. Prandaj ne duhet të modifikojmë specifikimin për të mund t'a vlerësojmë atë. Nëse si $remr_t$ edhe $tror_t$ do të ishin variabla stacionarë ne mund t'a vlerësojmë atë duke përdorur OLS sepse të gjithë variablat në shqyrtim do të ishin stacionarë. Ne mund t'a bëjmë këtë duke përdorur diferencat e para të tyre në vend të variablave por ne zgjodhëm të përdorim ndryshimet në përqindje të këtyre dy variablave sepse interpretimi i rezultateve është më i kuptimtë në këtë rast. Megjithatë ne kontrollojmë fillimisht karakteristikat e ndryshimeve në përqindje të këtyre variablave.

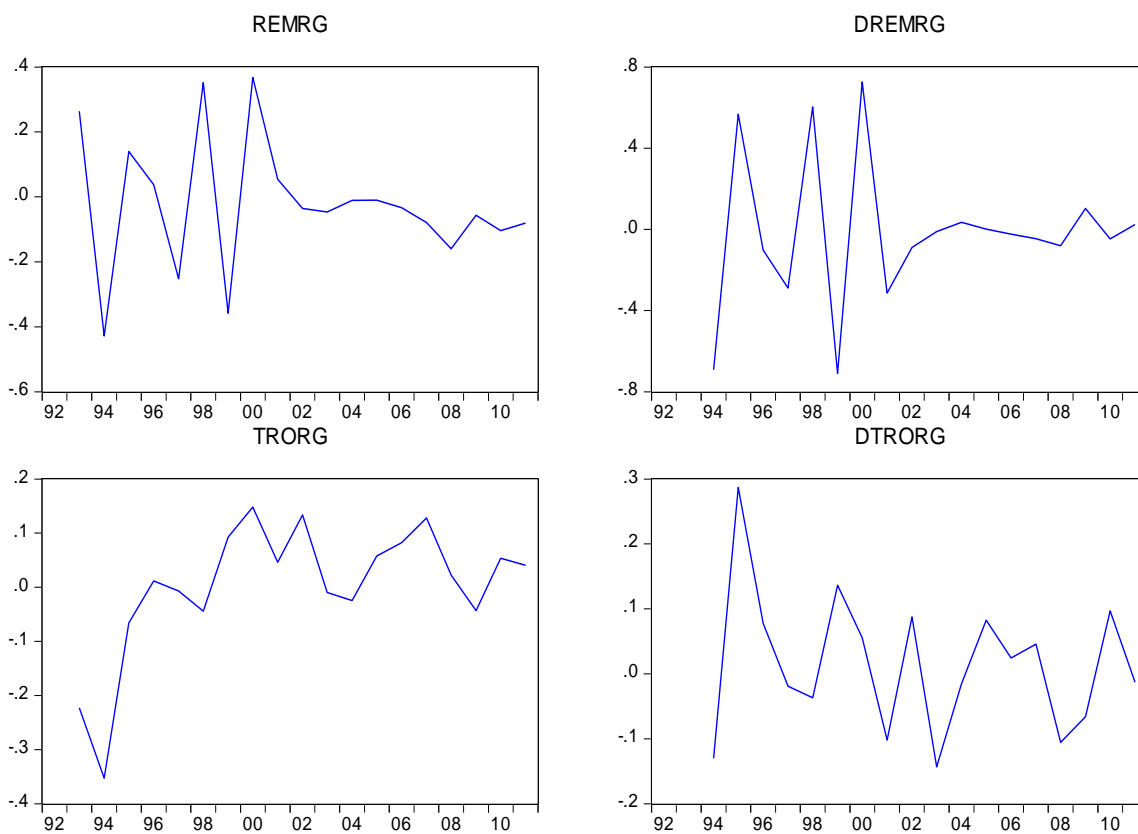


Figura 5.4. Grafikët e ndryshimeve në përqindje të përcaktuesve të mundshëm të rritjes ekonomike dhe diferencave të para të tyre
Burimi: Output i EViews 7.1

Kryhen testet konvencionale të rrënjëve unitare dhe një përmbledhje e rezultateve paraqitet më poshtë.

Tabela 5.7. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për ndryshimet në përqindje të dërgesave të emigrantëve hyrëse dhe të hapjes tregëtare

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
remrg _t	-9.10977 5*	-8.63880 7*	0.2216 59	stacionar	-9.50921 *	-23.5830 9*	0.2517 50	stacionar
trogrg _t	-2.61710 1	0.0275* *	0.3708 57	stacionar	-5.16257 9*	-5.09142 3*	0.5**	ipacaktuar

remrg dhe trogrg u referohen ndryshimeve në përqindje të dërgesave të emigrantëve dhe hapjes tregëtare përkatësisht.

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Rezultatet e testeve sugjerojnë që përqindja e ndryshimit të dërgesave të emigrantëve është stacionare. Evidenca nuk është përfundimtare lidhur me rendin e integritit të përqindjes së ndryshimit të hapjes tregëtare. Për rrjedhojë ne kryejmë edhe testin DF-GLS të rrënjëve unitare për të ofruar evidencë shtesë. Rezultatet e tij janë paraqitur më poshtë.

Tabela 5.8. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për ndryshimin në përqindje të hapjes tregëtare

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
trorg _t	-2.249405**	stacionar	-4.811398*	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Shumica e evidencës sugjeron që ndryshimi në përqindje të hapjes tregëtare është stacionar. Prandaj ekuacioni i mësipërm i rritjes mund të modifikohet në mënyrë që të gjithë variablat e përfshirë të jenë stacionarë dhe më pas të vlerësohet me OLS. Modeli ekonometrik i modifikuar shprehet si:

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 remrg_t + \beta_2 trorg_t + \beta_3 infl_t + \beta_4 DUM_t + \varepsilon_t \quad (5.17)$$

Kur ekuacioni më sipër vlerësohet duke përdorur OLS rezultatet nuk janë të kënaqshme. Vetëm koeficienti i variablit “dummy” është statistikisht i rëndësishëm dhe ka shenjë negative ndërsa koeficientët e variablave të tjerë shpjegues nuk janë statistikisht të rëndësishëm. Koeficienti i inflacionit në veçanti është shumë i parëndësishëm. Kur inflacioni hiqet nga specifikimi koeficienti i përqindjes së ndryshimit të hapjes tregëtare bëhet statistikisht i rëndësishëm por me shenjë negative që nuk pritej. Koeficienti i përqindjes së ndryshimit të dërgesave të emigrantëve ngelet statistikisht jo i rëndësishëm ndërsa koeficienti i variablit “dummy” ruan rëndësinë statistikore dhe shenjë negative. Megjithatë testet diagnostike tregojnë që modeli i paraqitur nuk është i përshtatshëm. Kjo sugjeron që variabla të lënë jashtë modelit luajnë një rol në shpjegimin e g . Kandidatë potencialë janë variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilëve dërgesat hyrëse të emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike afatgjatë. Rrjedhimisht ne rishqyrtojmë specifikimin 1 [modeli i zgjeruar Solow] dhe zëvendësojmë variablat shpjegues të përdorur më parë me përcaktues të tjerë potencialë të rritjes ekonomike afatgjatë. Bazuar në modelin e

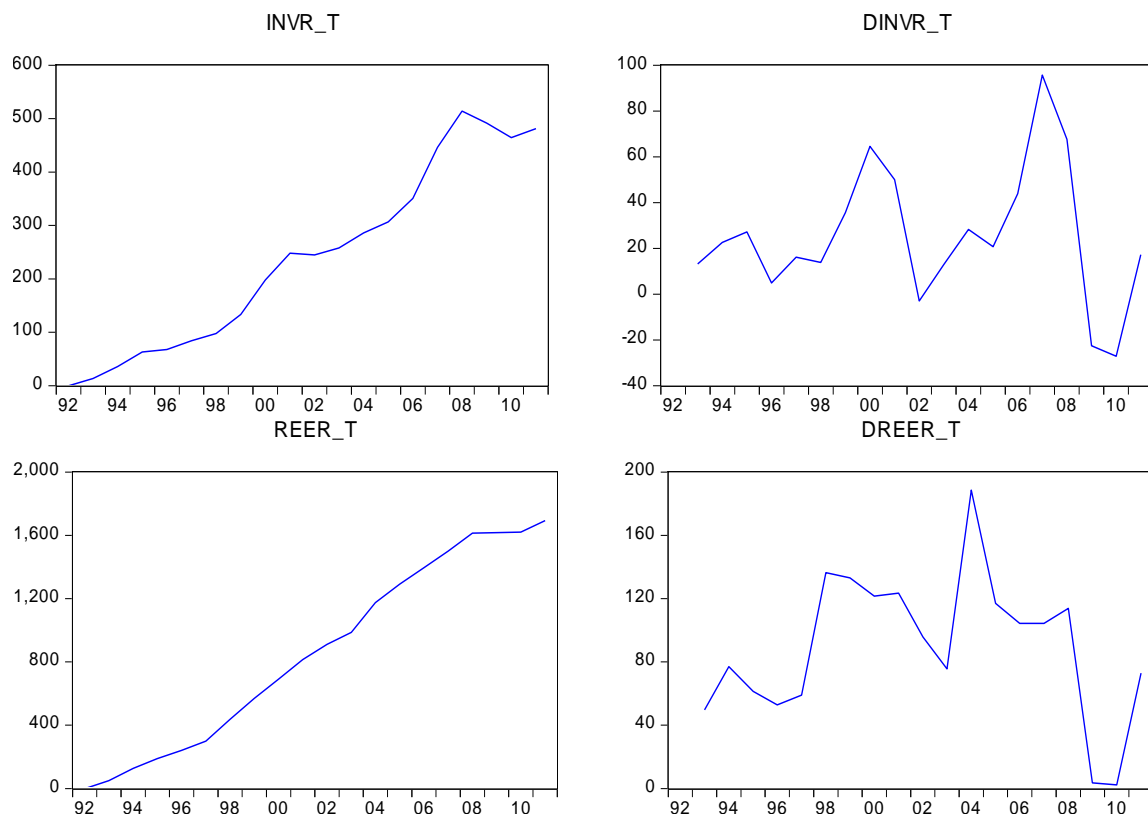
krijuar nga Hassan (2011) ne përfshijmë si përcaktues të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë vetëm variablat e ndërmjetëm. Variablat e ndërmjetëm potencialë të përfshirë në model janë investimi, zhvillimi financiar, kapitali human dhe kursi real efektiv i këmbimit.

Pra modeli për t'u vlerësuar shprehet si

$$\ln y_t = \ln A_0 + g_1 * t + g_2(\text{invr}_t * t) + g_3(\text{m2r}_t * t) + g_4(\text{reer}_t * t) + g_5(\text{hc}_t * t) + g_6 \text{DUM}_t + \alpha \ln k_t + \varepsilon_t \quad (5.18)$$

Ne e quajmë këtë model specifiki 2. Megjithatë duke pasur parasysh disponueshmërinë e të dhënave mund të mos jetë e mundur të vlerësohet modeli duke përdorur të gjithë variablat e ndërmjetëm të propozuar njëkohësisht për shkak të shkallëve të pamjaftueshme të lirisë. Për pasojë ne provojmë kombinime të ndryshme të variablave të ndërmjetëm kur vlerësojmë modelin. Modeli kërkon që secili prej variablave të ndërmjetëm të shumëzohet me trendin kohor. Invr, m2r⁹, reer dhe hc u referohen përkatësisht investimit, zhvillimit financiar, kursit efektiv real të këmbimit dhe kapitalit human. Përkufizimet e tyre jepen në Shtojcën 1.

Para vlerësimit variablat kontrollohen për stacionaritet duke përdorur testet tradicionale të rrënjëve unitare. Grafikët për variablat e “rinj” të paraqitur dhe diferencat e para të tyre prezantohen më poshtë.



⁹ m2r është një nga dy matësat alternativë të zhvillimit financiar që ne marrim në konsideratë. Matësi tjetër i zhvillimit financiar është bdr [depozitat e bankave si përqindje e PBB]. Ai është gjithashtu një matës shumë i përdorur i zhvillimit financiar por të dhënat për këtë variabël për Shqipërinë janë të disponueshme për një periudhë kohore më të shkurtër.

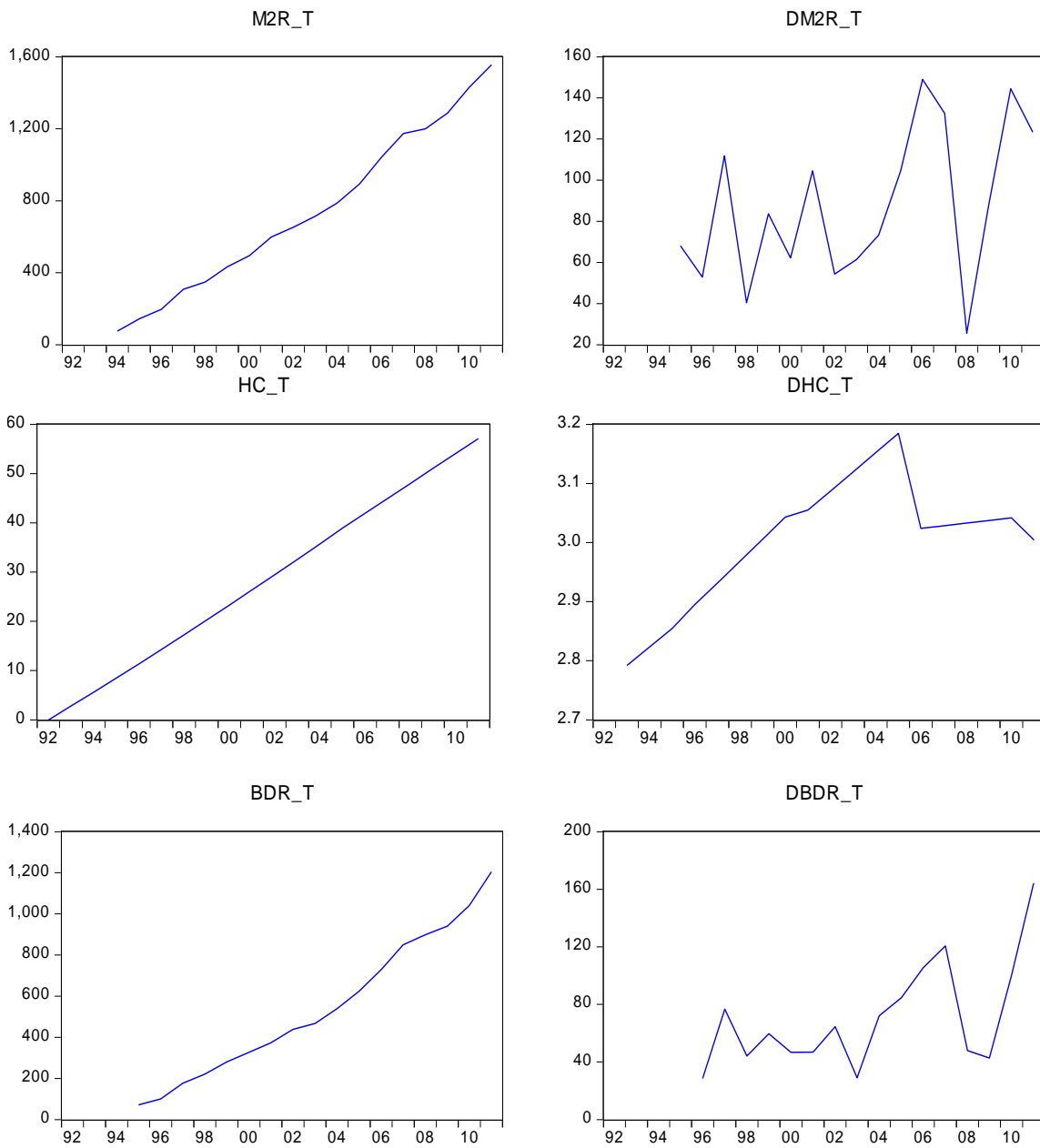


Figura 5.5. Grafikët e variablave të ndërmjetëm të shumëzuar me tendin kohor dhe diferencave të para të tyre
 Burimi: Output i EViews 7.1

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare janë përmbledhur në tabelën më poshtë.

Tabela 5.9. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e ndërmjetëm të specifikimit 2

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$invr_t^*$	- 4.26363 2**	- 2.2645 66	0.09232	stacionar	- 3.80831 5**	- 2.40227 1	0.0773 74	stacionar
$reer_t^*$	- 1.94393 9	- 1.6716 98	0.10163	i pacaktuar	- 2.65583 5	- 2.63228 7	0.1589 27	i pacaktuar
$m2r_t^*$	- 1.06633	- 0.4700 99	0.18006 6**	jostacionar	- 3.29783 6**	- 3.20961 8**	0.3857 90	stacionar
hc_t^*	- 2.57046 1	- 3.5924 56	0.14821 1**	jostacionar	- 2.24046 4	- 2.24046 4	0.3796 52	i pacaktuar
bdr_t^*	0.46601 4	1.1310 92	0.17911 3**	jostacionar	- 1.63828 2	- 1.67125 6	0.5787 53	jostacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.10. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e ndërmjetëm të specifikimit 2

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
$invr_t^*$	-4.261783*	stacionar	-4.723481*	stacionar
$reer_t^*$	-2.174867	jostacionar	-2.624199**	stacionar
$m2r_t^*$	-1.467436	jostacionar	-3.421798*	stacionar
hc_t^*	-2.726195	jostacionar	-1.584762	jostacionar
bdr_t^*	-0.964306	jostacionar	-1.855056	jostacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare sugjerojnë që $invr_t$ i shumëzuar me trendin kohor është $I(0)$, $reer_t$ i shumëzuar me trendin kohor dhe $m2r_t$ i shumëzuar me trendin kohor janë të dy $I(1)$ ndërsa hc_t i shumëzuar me trendin kohor dhe bdr_t i shumëzuar me trendin kohor janë të dy të integruar të rendit 2 ose më të lartë. Ne mund të vlerësojmë specifikimin 2 duke përdorur metodën ARDL të vlerësimit por kapitali human nuk mund të përfshihet midis variablave shpjegues sepse është i integruar i rendit 2 ose më të lartë. Por meqenëse përfaqëson një variabël të ndërmjetëm të rëndësishëm nëpërmjet të cilit dërgesat hyrëse të emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike afatgjatë ne testojmë edhe rritjen e tij për stacionaritet duke shpresuar që ajo të jetë $I(0)$ ose $I(1)$. Grafikët e normës së rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencës së parë të këtij variabli paraqiten më poshtë. Ato pasohen nga rezultatet e testeve të rrënjëve unitare.

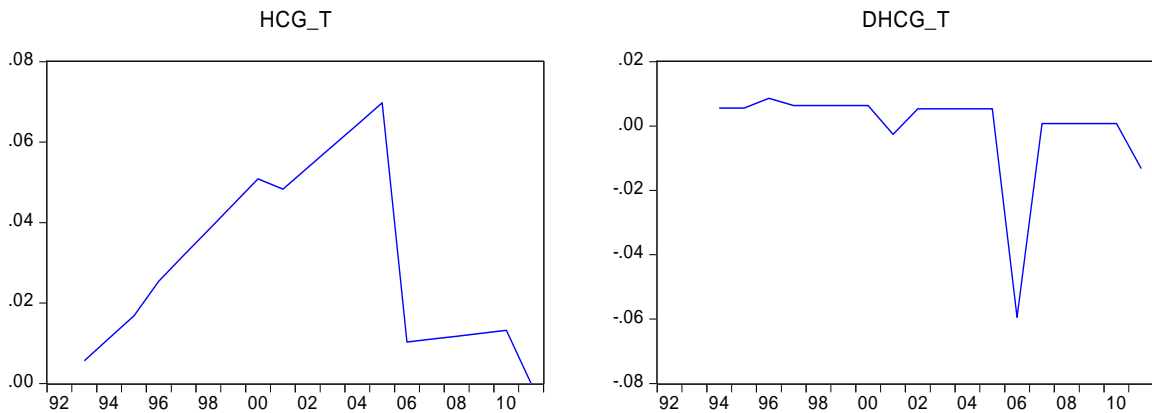


Figura 5.6. Grafikët e normës së rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencës të parë të tij
Burimi: Autput i EViews 7.1

Tabela 5.11. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për normën e rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencën e parë të tij

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$hcg_t * t$	-1.407974	-1.463837	0.185939	Rezultati pacaktuar	-3.858834**	-3.858834**	0.313627	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero $[H_0]$ për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në

Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.12. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për normën e rritjes së kapitalit human të shumëzuar me trendin kohor dhe diferencën e parë të tij

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
hcg _t *t	-1.374658	jostacionar	-3.99154*	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H₀] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Rezultatet e testeve sugjerojnë që norma e rritjes të kapitalit human e shumëzuar me trendin kohor është I(1) dhe ky variabël mund të përfshihet në specifikimin 2 të vlerësuar me ARDL.

Vlerësohen disa modele të specifikimit 2 duke përdorur metodën ARDL të vlerësimit. Modelet ndryshojnë vetëm nga variablat e ndërmjetëm të përfshirë. $m2r_t$ i shumëzuar me trendin kohor është i vetmi matës i zhvillimit të sistemit financiar i marrë në konsideratë sepse matësi tjetër i shumëzuar me trendin kohor duket të jetë i integruar i rendit 2 ose më të lartë. Testet diagnostike të modelit kryhen para interpretimit të rezultateve. Asnjë nga specifikimet e ndryshme lineare të vlerësuar rezulton i përshtatshëm. Për këtë arsye ne provojmë të vlerësojmë variante të ndryshëm jolineare të specifikimit 2. Në këto modele variablat e ndërmjetëm mund të kenë efekte jolineare në normën afatgjatë të rritjes ekonomike. Rao (2010) për shembull përdor një qasje të ngjashme për të hetuar efektet e hapjes tregëtare dhe kapitalit human në rritjen ekonomike afatgjatë të Fixhit. Ai gjen që modeli mund të shpjegojë në mënyrë të përshtatshme rolin e këtyre variablave në rritjen ekonomike afatgjatë të këtij vendi në zhvillim. Në këto versione jolineare të modelit të zgjeruar Solow norma e rritjes ekonomike afatgjatë nuk rritet me një normë konstante me rritjen e variablave që luajnë rol pozitiv në rritjen afatgjatë. Lidhja midis g dhe përcaktuesve të saj paraqitet si:

$$g = g_1 - g_2 * \frac{1}{Z} \quad (5.19)$$

ku Z është një vektor i përcaktuesve të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë.

Ekuacioni më sipër tregon që ndërsa përcaktuesit e rritjes ekonomike rriten norma afatgjatë e rritjes rritet me një ritëm rënës.

Pra modeli jolinear i zgjeruar Solow në terma për punëtor mund të paraqitet si:

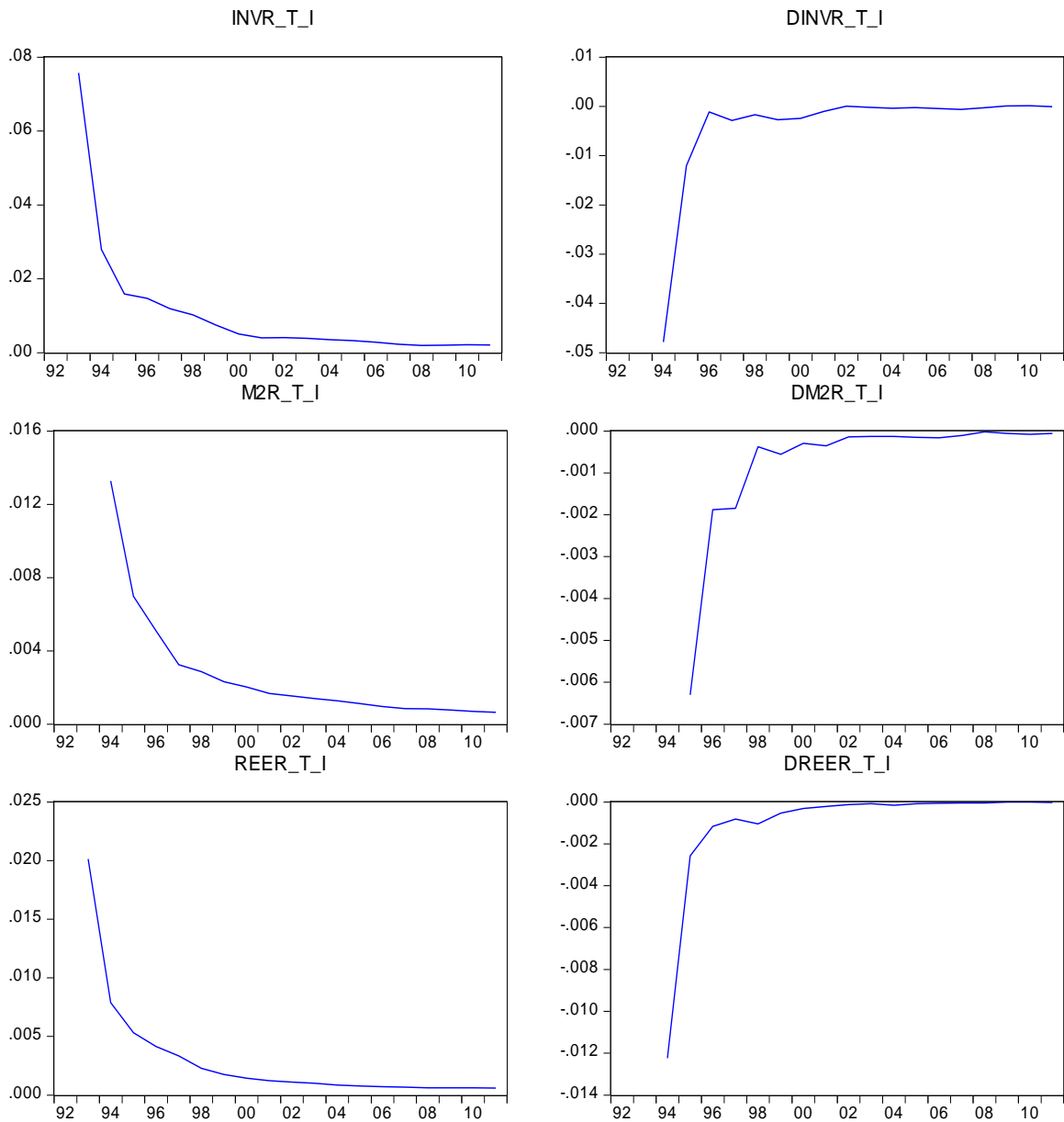
$$y_t = A_0 e^{(g_1 - \sum g_j Z_{jt})t} k_t^\alpha \quad (5.20)$$

ku Z është një vektor i variablave të ndërmjetëm të përshkruar më sipër.

Ekuacioni për t'u vlerësuar është

$$\ln y_t = \ln A_0 + g_1 * t - g_2(1/(invr_t * t)) - g_3(1/(m2r_t * t)) - g_4(1/(reer_t * t)) - g_5(1/(hc_t * t)) + g_6 DUM_t + \alpha \ln k_t + \varepsilon_t \quad (5.21)$$

Grafikët e variablave në shqyrtim në nivele dhe diferenca të para paraqiten më poshtë.



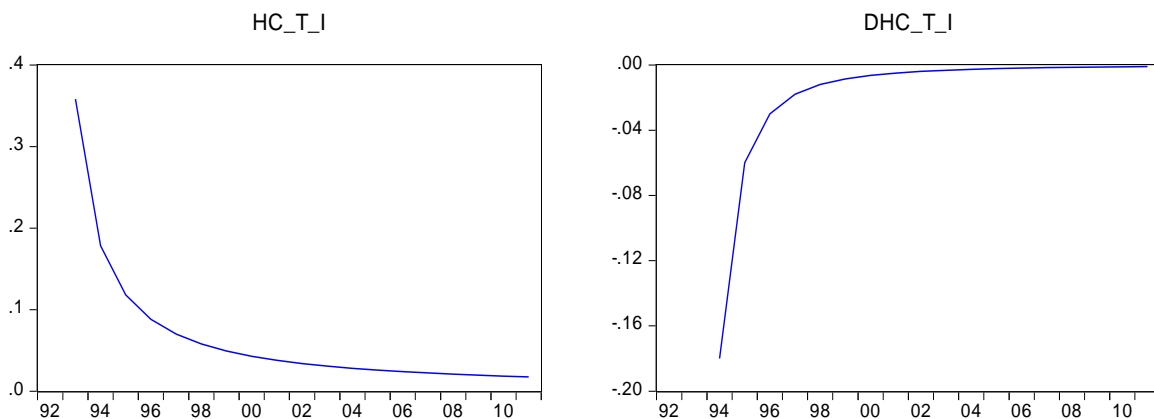


Figura 5.7. Grafikët e variablave shpjegues të përdorur në versionin jolinear të modelit të zgjeruar Solow në nivele dhe diferenca të para

Burimi: Autput i EViews

Tabela 5.13. Testet e rrënjëve unitare për variablat e modelit të zgjeruar Solow jolinear

Variabli	Nivel				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
1/(inv r _t *t)	-3.472317	-19.12367*	0.17902**	i pacaktuar	-33.80795*	-31.23046*	0.436008	stacionar
1/(m ² r _t *t)	-3.765164	-24.03926*	0.163223**	i pacaktuar	-4.117387*	-16.37482*	0.448069	stacionar
1/(ree r _t *t)	-14.3835*	-16.93744*	0.167443**	i pacaktuar	-14.20931*	-24.24156*	0.477159**	i pacaktuar
1/(hc _t *t)	-13.67208*	-25.43024*	0.166039**	i pacaktuar	-21.57535*	-29.73661*	0.447674	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H₀] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.14. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat e modelit të zgjeruar Solow jolinear

Variabli	Nivel		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
1/(invt*t)	-0.168925	jostacionar	-3.326759*	stacionar
1/(m2r _t *t)	0.183888	jostacionar	-0.131381	jostacionar
1/(reer _t *t)	-0.469677	jostacionar	-3.361874*	stacionar
1/(hc _t *t)	-3.972067*	stacionar	3.279792	jostacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H₀] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare janë kontradiktore veçanërisht për variablat fillestarë (në nivel). Megjithatë, shumica e evidencës sugjeron që 1/(invt*t) dhe 1/(m2r_t*t) janë I(1) ndërsa 1/(hc_t*t) është I(0). Evidenca është e përzjerë për 1/(reer_t*t). Asnjë prej variablave shpjegues të marrë në shqyrtim duket të jetë i integruar i rendit 2 ose më të lartë. Ky është një zbulimi i rëndësishëm sepse nënkupton që të gjithë variablat shpjegues të mësipërm mund të përfshihen në modelin e zgjeruar Solow jolinear të vlerësuar nëpërmjet ARDL. Ne provuam disa versione të modelit të zgjeruar Solow jolinear. Modeli më i përshtatshëm kombinon efektet jolineare dhe lineare të variablave të ndërmjetëm. Ne e emërtojmë atë specifikimi 3 dhe e paraqesim si:

$$\ln y_t = \ln A_0 + g_1 * t - g_2(1/(invt * t)) + g_3(m2r_t * t) + g_4 DUM_t + \alpha \ln k_t + \varepsilon_t \quad (5.22)$$

Modeli vlerësohet nëpërmjet metodës ARDL të vlerësimit. α është 0.212, që ndonëse më e vogël se vlera e saj e pranuar gjerësisht prej 1/3, nuk është e paarsyeshme (Hassan 2011). Koeficientët e vlerësuar të modelit paraqiten më poshtë.

Tabela 5.15. Vlerësimi i specifikimit 3

Dependent Variable: DLNY

Method: Least Squares

Date: 12/02/13 Time: 00:57

Sample (adjusted): 1996 2011

Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.526087	0.967687	9.844186	0.0001
T	0.058642	0.011839	4.953332	0.0026
LN(-1)	-1.488658	0.116934	-12.73079	0.0000
INVR_T_I(-1)	-28.82750	3.180391	-9.064135	0.0001
M2R_T(-1)	-0.000227	8.31E-05	-2.734972	0.0340
LNK(-1)	0.317190	0.068288	4.644885	0.0035
DINVR_T_I	-40.49313	5.707672	-7.094510	0.0004
DINVR_T_I(-1)	-8.627122	4.061252	-2.124252	0.0778
DINVR_T_I(-2)	-4.049732	1.317719	-3.073290	0.0218
DM2R_T	-0.000185	7.84E-05	-2.354328	0.0567

R-squared

0.992515

Mean dependent var

0.048527

Adjusted R-squared	0.981287	S.D. dependent var	0.051409
S.E. of regression	0.007033	Akaike info criterion	-6.807359
Sum squared resid	0.000297	Schwarz criterion	-6.324491
Log likelihood	64.45887	Hannan-Quinn criter.	-6.782632
F-statistic	88.39835	Durbin-Watson stat	2.232162
Prob(F-statistic)	0.000011		

Burimi: Autput i EViews 7.1

Një përmbledhje e rezultateve të testeve diagnostike të kryera paraqitet më poshtë. Detaje shtesë paraqiten në Shtojcën 2.

Kontrolli Diagnostik

AR(1) = 1.523812 [0.2170]
JB = 0.700856 [0.704387]
ARCH(1) = 0.579385 [0.4466]
RESET(2) = 1.347205 [0.357]

AR, JB, ARCH dhe RESET u referohen përkatësisht testit Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testit Jarque-Bera të normalitetit, testit ARCH [të heteroskedasticitetit të kushtëzuar autoregresiv] dhe testit RESET të Ramsey. Numrat në kllapa përfaqësojnë numrin e vonesave = 1 dhe numrin e termave të përshtatur = 2 të përfshirë në testin Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testin ARCH dhe testin RESET përkatësisht. Gjithashtu paraqiten dhe statistikatat e llogaritura të testeve së bashku me probabilitetet përkatëse [në kllapa katrore]. Rezultatet mësipër sugjerojnë që modeli i vlerësuar nuk duket të ketë ndonjë problem serioz diagnostik si korelacion serial, efekte ARCH, shpërndarje jonormale të mbetjeve dhe keqspecifikim. [Të njëjtat konkluzione nxjerrim edhe kur numri i termave të përshtatur të përfshirë në testin RESET është 1].

Përveç këtyre, grafikët e testeve CUSUM dhe CUSUM of Squares Tests që përdoren për të kontrolluar stabilitetin e parametrave të modelit sugjerojnë që modeli është i qëndrueshëm gjatë periudhës së shqyrtuar. Ato jepen në Shtojcën 2.

Pra koeficientët e vlerësuar të modelit të mësipërm janë të vlefshëm për interpretim. Vlen të theksohet që modeli i regresionit i përdorur shpjegon thuajse gjithë ndryshueshmërinë e variablit të varur [$R^2 = 0.992515$].

Përveç $\Delta(1/(\text{invt}))_{t-2}$ dhe $\Delta(\text{m2r}^*t)$ të gjithë koeficientët e vlerësuar janë statistikisht të rëndësishëm në nivelet më të zakonshëm të besimit të përdorur [1% ose 5%]. Dy të parët janë statistikisht të rëndësishëm në nivele besimit pak më të lartë (10%). Për më tepër, koeficientët e c, t, $(1/(\text{invt}))_{t-1}$ dhe $\ln k_{t-1}$, kanë shenjat e pritshme. Ne prisnim një koeficient pozitiv të zhvillimit financiar të shumëzuar me trendin kohor por kjo nuk ndodh. Megjithatë, një koeficient negativ i këtij variabli nuk është i pamundur. Edhe Hassan (2011) për shembull gjen një koeficient negativ të zhvillimit financiar në një prej vendeve në zhvillim të analizuar. Vlen të përmendet që vlera e vlerësuar e α është 0.212. Ajo është më e vogël se vlera e saj e përdorur gjerësisht prej 1/3 por nuk është e paarsyeshme (Hassan 2011).

Prania e një lidhjeje afatgjatë midis $\ln y_t$, variablave të ndërmjetëm të përdorur dhe $\ln k_t$ testohet duke përdorur testin Wald. Vendimi rreth kointegrimit merret duke krahasuar statistikën e llogaritur F me vlerat kritike të saj të përlogaritura nga Narayan (2005).

Tabela 5.16. Vlerat kritike për analizën e kointegrimit të ofruara nga Narayan (2005)

Niveli i besimit (α)	Vlera kritike e kufirit të poshtëm	Vlera kritike e kufirit të sipërm
1%	6.643	8.313
5%	4.683	5.980
10%	3.868	4.965

Shënim: vlerat kritike janë marrë nga tabelat e krijuara nga Narayan (2005) për rastin V (konstante e pakufizuar dhe trend i pakufizuar) për numrin e variablave shpjegues (k) = 3 dhe numrin e periudhave (n) = 30. Numri i periudhave kohore në studimin tonë është 20 por ne përdorim vlerat kritike të llogaritura për një zgjedhje prej 30 periudhash kohore sepse kjo është madhësia më e vogël e zgjedhjes për të cilën ato janë llogaritur nga Narayan.

Vlera e llogaritur e statistikës F është 46.82787. Meqë ajo është shumë më e madhe se vlera kritike e kufirit të sipërm prej 8.313 në nivel besimi 1% hipoteza zero e mosekzistencës së kointegrimit refuzohet duke sugjeruar një lidhje afatgjatë midis $\ln y_t$, variablave të ndërmjetëm të përdorur dhe $\ln k_t$.

Kjo lidhje afatgjatë shprehet si:

$$\ln y_t = 9.526087 + 0.058642t - 28.8275 \left(\frac{1}{\text{invt}^*t} \right) - 0.000227(m2r_t * t) + 0.212 \ln k_t \quad (5.23)$$

Koeficientët afatgjatë llogariten siç sugjerohet nga Bardsen (1989). Ata janë të gjithë statistikisht të rëndësishëm në nivelin e besimit 1% përveç koeficientit të $(m2r_t * t)$ që është statistikisht i rëndësishëm në nivelin e besimit 5%. Ekuacioni më sipër sugjeron që ndikimi pozitiv i investimeve në rritjen ekonomike afatgjatë bie me kalimin e kohës kur variablat e tjerë shpjegues nuk ndryshojnë. Efekti pozitiv i investimeve në normën e rritjes afatgjatë eventualisht konvergjon në normën e rritjes afatgjatë prej 5.8642%. Në anën tjetër, zhvillimi financiar duket të luajë një rol negativ ndonëse shumë të vogël në normën e rritjes ekonomike afatgjatë. Rezultatet sugjerojnë që një rritje prej 10% e matësit të zhvillimit financiar të përdorur shoqërohet me një pakësim prej 0.00227% të normës së rritjes ekonomike afatgjatë.

Pra ne identifikuar dy variabla të ndërmjetëm nëpërmjet të cilëve dërgesat hyrëse të emigrantëve mund të ndikojnë rritjen ekonomike afatgjatë. Ato janë investimi dhe zhvillimi financiar. Detyra jonë tjetër është të vlerësojmë rolin që dërgesat hyrëse të emigrantëve kanë luajtur në investimin dhe zhvillimin financiar të Shqipërisë post-komuniste. Në dy nënseksionet e tjera ne përpiqemi të shpjegojmë përcaktuesit e variablave të ndërmjetëm të identifikuar.

5.2 Lidhja dërgesa hyrëse të emigrantëve-investime

Mankiw (2012) thekson që investimi i brendshëm varet nga norma reale e interesit dhe prodhimi agregat. Duke u përpjekur të përcaktojmë rolin e dërgesave hyrëse të emigrantëve në investimet ne gjithashtu marrim në konsideratë përdorimin e variablave të tjerë që kanë rezultuar përcaktues të investimeve në studimet empirike, veçanërisht atyre që përqëndrohen në vende në zhvillim. Hassan (2011) për shembull përpiqet të shpjegojë investimet nëpërmjet dërgesave hyrëse të emigrantëve, prodhimit, prodhimit për frymë dhe inflacionit. Dzansi (2013) gjen që investimet përcaktohen nga hapja tregëtare, cilësia e institucioneve, niveli i zhvillimit të sektorit financiar dhe dërgesat hyrëse të emigrantëve. Ai gjen që ndikimi i dërgesave hyrëse të emigrantëve në investimet është i kushtëzuar nga cilësia e institucioneve të vendit dhe zhvillimi financiar i tij. Në veçanti, dërgesat hyrëse të emigrantëve duket të kontribuojnë më shumë në nxitjen e investimeve në vende me institucione të dobëta dhe sistem financiar më pak të zhvilluar. Studime të shumta empirike eksplorojnë lidhjen kursim-investim por gjetjet janë të përzjera. Ang (2007) për shembull gjen që norma e investimit të brendshëm bruto në Malajzi varet nga norma e kursimit ndërsa Brahmasrene dhe Jiranyakul (2009) nuk gjejnë ndonjë lidhje midis kursimit dhe investimit në disa vende të marra në shqyrtim. Ne do të preferonim së tepërmi të përfshinim normën reale të interesit midis variablave shpjegues por të dhënat për këtë variabël nuk janë të disponueshme për të gjithë periudhën kohore të marrë në shqyrtim [të dhënat e Bankës Botërore për normën reale të interesit për Shqipërinë mungojnë për vitet 1997 dhe 1998]. Të dhënat për cilësinë e institucioneve gjithashtu nuk janë të disponueshme për të gjithë periudhën. Prandaj ne krijojmë një model investimi që përfshin dërgesat hyrëse të emigrantëve, prodhimin agregat, inflacionin, hapjen tregëtare, zhvillimin financiar dhe normën e brendshme të kursimit si përcaktues të mundshëm të investimeve. Secili prej variablave shumëzohet me trendin kohor sepse variabli i varur, i cili është një nga përcaktuesit e g në modelin e rritjes, është shumëzuar me trendin kohor. Bazuar në gjetjet e Dzansi (2013) një variabël ndërveprimi që është produkt i dërgesave hyrëse të emigrantëve dhe zhvillimit financiar përfshihet gjithashtu në model për të testuar hipotezën e komplementaritetit¹⁰. Variabli “dummy” i krizave dhe një trend kohor përfshihen gjithashtu në modelin ekonometrik, që paraqitet si:

$$invr_t * t = \beta_0 + \beta_1 * t + \beta_2(remr_t * t) + \beta_3(tror_t * t) + \beta_4(m2r_t * t) + \beta_5(infl_t * t) + \beta_6(lnY_t * t) + \beta_7(savr_t * t) + \beta_8(remr_t * t) * (m2r_t * t) + \beta_9DUM_t + \varepsilon_t \quad (5.24)$$

ku të gjithë variablat përveç $savr_t$ dhe lnY_t janë përkufizuar më sipër. $savr_t$ i referohet normës të brendshme të kursimit që matet si kursimi i brendshëm bruto (% of GDP) ndërsa lnY_t është logaritmi natyror i PBB real. Përkufizimet e zgjeruara të këtyre variablave jepen në Shtojcën 1. Shenja e β_i pritet të jetë pozitive për $i = 2, 3, 4, 6, 7, 8$ dhe negative për $i = 5, 9$.

Para se të vlerësohet modeli ne kontrollojmë vetitë e variablave të përfshirë në model. Ne paraqesim më poshtë vetëm gjetjet për variablat e “rinj” të shqyrtuar.

¹⁰ Hipoteza e komplementaritetit të dërgesave hyrëse të emigrantëve dhe zhvillimit financiar thotë që sa më i zhvilluar të jetë sistemi financiar i një vendi aq më i lartë është ndikimi i dërgesave hyrëse të emigrantëve në investimet.

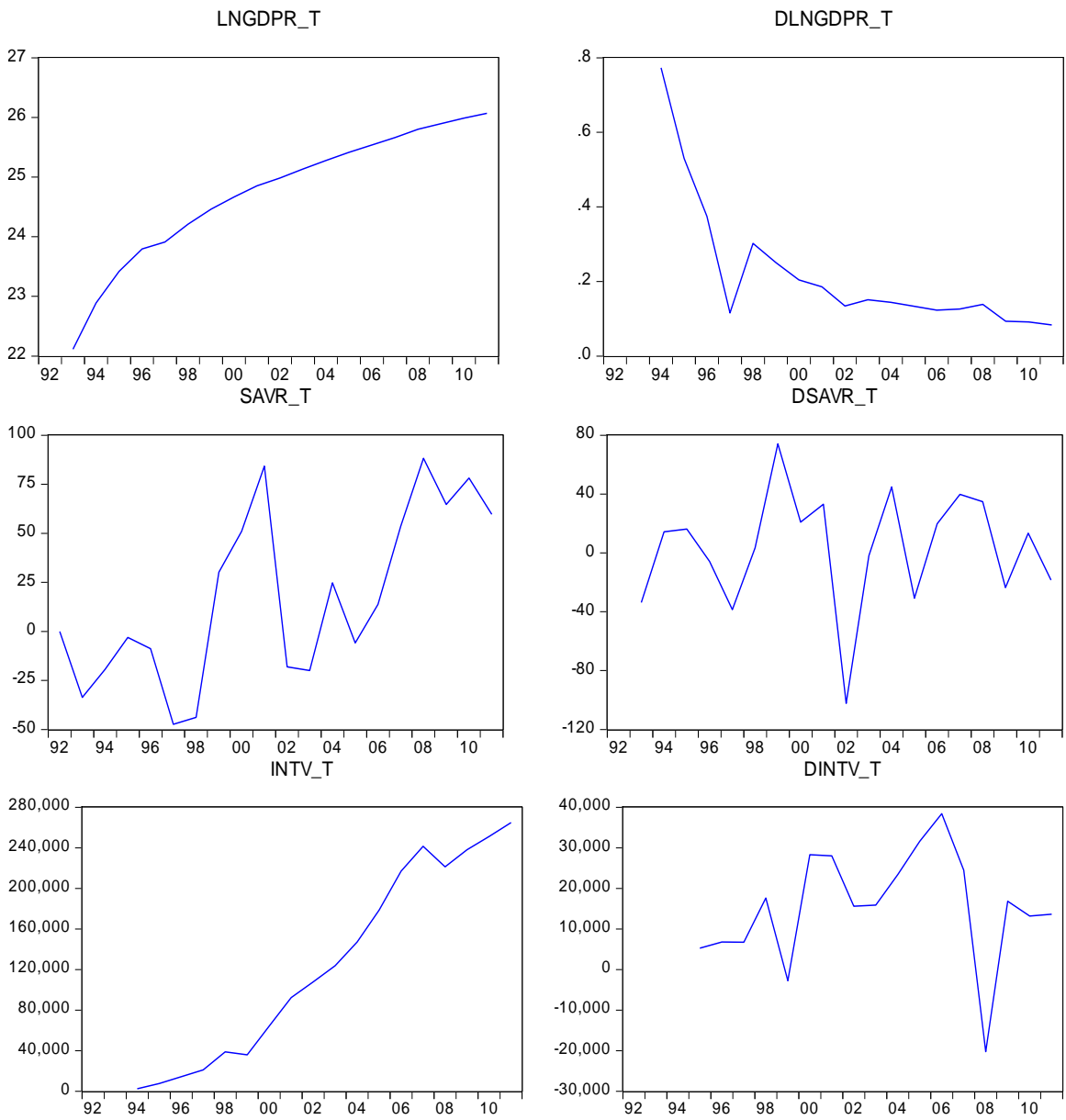


Figura 5.8. Grafikët e variablave të “rinj” të shqyrtuar të përdorur në modelin e investimit në nivel dhe diferenca të para
Burimi: Output i EViews

Tabela 5.17. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të shqyrtuar në modelin e investimit

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$\ln(Y_t^*t)$	-5.1211 48*	-8.5992 33*	0.1869 56**	i pacaktuar	-2.1137 17	-9.0405 2*	0.5544 76**	i pacaktuar
$savr_t^*t$	-3.1039 28	-2.9918 14	0.0563 92	i pacaktuar	-4.5405 04*	-5.4692 25*	0.2782	stacionar
$(m2r_t^*t)*(remr_t^*t)$	-2.1495 21	-2.1495 21	0.1021 69	i pacaktuar	-3.3752 72**	-3.3479 84**	0.1376 41	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.18. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të modelit të investimit

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
$\ln(Y_t^*t)$	-2.945724	jostacionar	-0.628804	jostacionar
$savr_t^*t$	-3.219025**	stacionar	-4.303417*	stacionar
$(m2r_t^*t)*(remr_t^*t)$	-2.11411	jostacionar	-3.403039*	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Shumica e evidencës sugjeron që $\ln(Y_t^*t)$ është i integruar i rendit 2 ose më të lartë, $savr_t^*t$ është I(0) dhe që $(m2r_t^*t)*(remr_t^*t)$ është I(1). Testet e rrënjëve unitare të kryera më herët tregojnë që $\ln Y_t^*t$ dhe $\ln I_t^*t$ janë I(0) ndërsa $remr_t^*t$, $m2r_t^*t$ dhe $tror_t^*t$ janë I(1). Pra variabli i varur duket të jetë I(0) ndërsa shumica e variablave shpjegues duket të jenë ose I(0) ose I(1). Meqë variabli i varur nuk është I(1) modeli i investimit nuk mund të vlerësohet duke përdorur metodën ARDL. Prandaj, për të vlerësuar modelin e investimit së pari të gjithë variablat shpjegues duhet të transformohen në variabla I(0) dhe më pas të

zbatohet metoda OLS në modelin e transformuar. Ne mund të përdorim diferencat e para të variablave në vend të variablave I(1) si përcaktues të mundshëm të investimeve (Hill et al. 2010). Ne e heqim $\ln(Y_t^*)$ nga modeli meqë diferenca e parë e tij nuk është stacionare.

Ne vlerësuam disa versione të modelit të transformuar që ndryshojnë në variablat shpjegues të përfshirë. U përdorën të gjithë kombinimet e mundshme të variablave shpjegues me dhe pa variablin “dummy” dhe/ose trendin kohor në model. Modeli më i përshtatshëm paraqitet më poshtë.

Tabela 5.19. Vlerësimi i modelit të investimit

Dependent Variable: INVR_T
Method: Least Squares
Date: 12/24/13 Time: 18:06
Sample (adjusted): 1995 2011
Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	108.3257	33.18431	3.264364	0.0085
T	3.847948	6.115234	0.629240	0.5433
DREMR_T	-0.438715	0.270580	-1.621387	0.1360
DM2R_T	-0.631405	0.158595	-3.981249	0.0026
INFL_T	-0.160388	0.199411	-0.804313	0.4399
SAVR_T	0.604502	0.140597	4.299539	0.0016
INTV_T	0.001353	0.000326	4.146882	0.0020
R-squared	0.991420	Mean dependent var	278.5521	
Adjusted R-squared	0.986272	S.D. dependent var	158.5285	
S.E. of regression	18.57420	Akaike info criterion	8.974325	
Sum squared resid	3450.009	Schwarz criterion	9.317413	
Log likelihood	-69.28176	Hannan-Quinn criter.	9.008429	
F-statistic	192.5844	Durbin-Watson stat	1.845717	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Burimi: Autput i EViews

Para interpretimit të koeficientëve të vlerësuar ne kryem testet diagnostike të modelit. Rezultatet përmbliken më poshtë dhe më shumë detaje jepen në Shtojcën 2.

Kontrolli Diganostik

AR(1) = 0.053018 [0.8179]
JB = 1.378597 [0.501928]
ARCH(1) = 1.140939 [0.2855]
RESET(2) = 1.876451 [0.2147]

AR, JB, ARCH dhe RESET u referohen përkatësisht testit Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testit Jarque-Bera të normalitetit, testit ARCH [të heteroskedasticitetit të kushtëzuar autoregresiv] dhe testit RESET të Ramsey. Numrat në kllapa përfaqësojnë numrin e vonesave = 1 dhe numrin e termave të përshtatur = 2 të përfshirë në testin Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testin ARCH dhe testin RESET përkatësisht. Gjithashtu paraqiten dhe statistikat e llogaritura të testeve së bashku me probabilitetet përkatëse [në kllapa katrore]. Rezultatet sugjerojnë që modeli i vlerësuar nuk duket të ketë ndonjë problem serioz diagnostik si korelacion serial, efekte ARCH, shpërndarje jonormale të mbetjeve dhe keqspecifikim. [Të njëjtat konkluzione nxjerrim edhe kur numri i termave të përshtatur të përfshirë në testin RESET është 1]. Përveç këtyre, grafikët e testeve CUSUM dhe CUSUM of Squares që përdoren për të kontrolluar stabilitetin e parametrave të modelit sugjerojnë që modeli është i qëndrueshëm gjatë periudhës së shqyrtuar. Ato jepen në Shtojcën 2.

Pra koeficientët e vlerësuar janë të vlefshëm për interpretim. $R^2 = 0.99142$ sugjeron që fuqia shpjeguese e modelit është shumë e lartë.

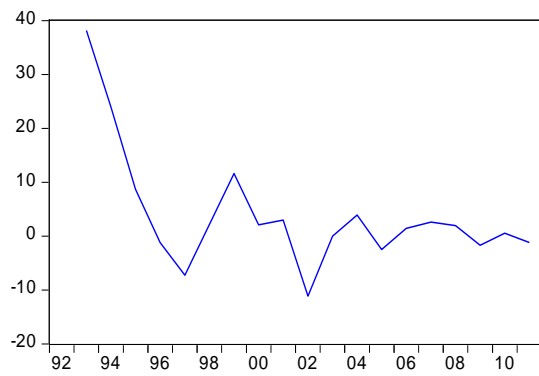
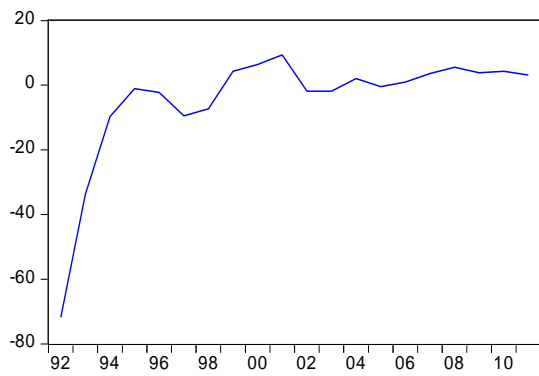
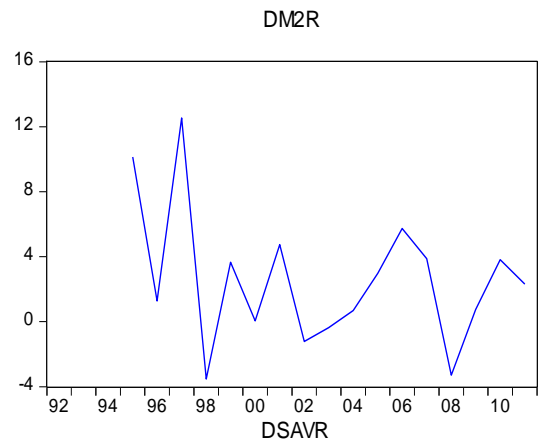
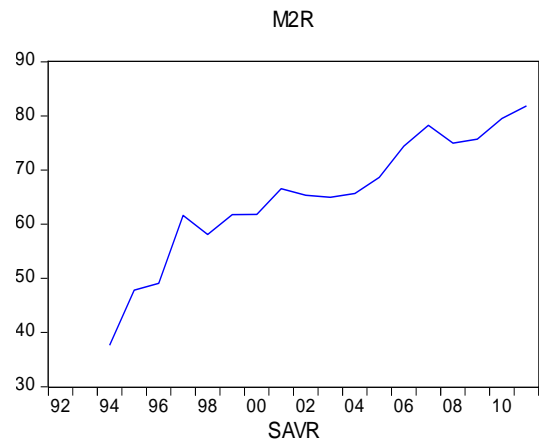
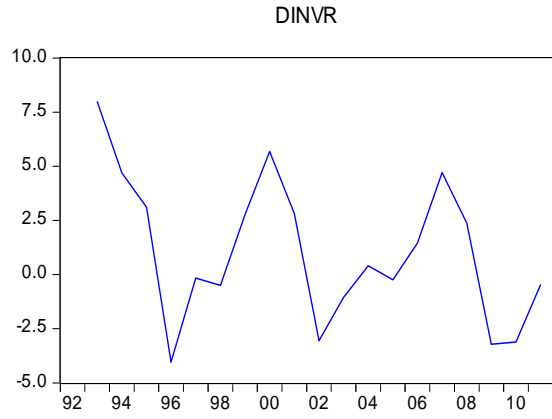
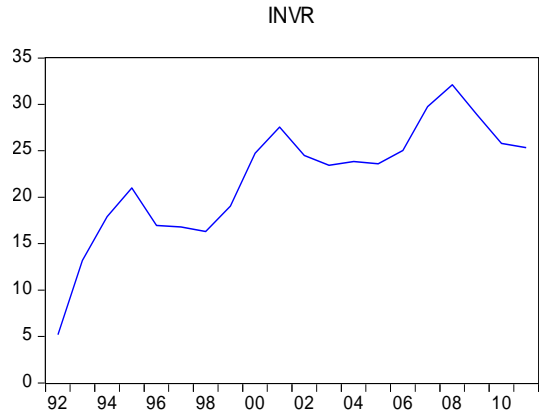
Rezultatet e vlerësuar tregojnë që jo të gjithë variablat shpjegues të përdorur në model janë relevantë. Koeficienti i matësit të dërgesave hyrëse të emigrantëve, që është variabli kryesor në fokus, nuk është statistikisht i rëndësishëm dhe ka shenjë negative që nuk pritej. Inflacioni është gjithashtu jorelevant ndonëse me një koeficient negativ ashtu siç pritej. Norma e kursimit, variabli i ndërveprimit dhe matësi i zhvillimit financiar janë të gjithë relevantë sepse të gjithë koeficientët e tyre janë statistikisht të rëndësishëm në nivelin e besimit 1%. Koeficienti i normës së kursimit është pozitiv siç pritej ndërsa koeficienti i i zhvillimit financiar është negativ çka nuk pritej.

Megjithatë, për shkak të periudhës së shkurtër kohore për të cilën të dhënat janë të disponueshme rezultatet mund të mos jenë shumë të besueshme sepse metoda OLS e vlerësimit është më pak e përshtatshme se qasja ARDL për zgjedhje kaq të vogla. Duke u përpjekur të konfirmojmë rezultatet e mësipërme ne vendosëm të përdorim një model të ngjashëm regresioni për investimet duke përdorur të njëjtët variabla shpjegues por pa i shumëzuar variablat me trendin kohor.

$$invr_t = \beta_0 + \beta_1 * t + \beta_2 remr_t + \beta_3 tror_t + \beta_4 m2r_t + \beta_5 infl_t + \beta_6 lnY_t + \beta_7 savr_t + \beta_8 (remr_t * m2r_t) + \beta_9 DUM_t + \varepsilon_t \quad (5.25)$$

Variablat kontrollohen për stacionaritet para vlerësimit të modelit.

Grafikët e variablave të “rinj” dhe diferencave të para të tyre si dhe rezultatet e testeve të rrënjëve unitare paraqiten më poshtë.



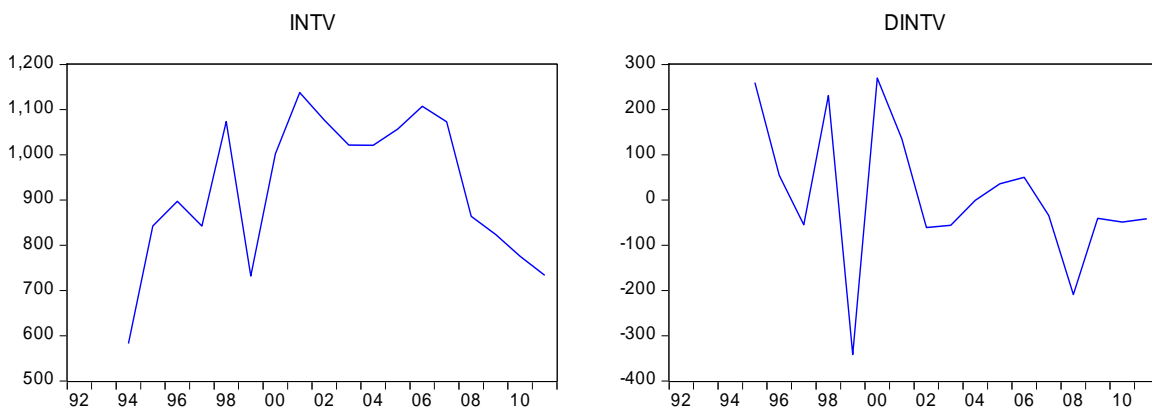


Figura 5.9. Grafikët e variablave të “rinj” të shqyrtuar (që nuk shumëzohen me trendin kohor) që përdoren në modelin e investimit në nivele dhe diferenca të para
Burimi: Autput i EViews

Tabela 5.20. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për variablat e “rinj” shpjegues të shqyrtuar (të pashumëzuar me trendin kohor) të modelit të investimit

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$invt_t$	-4.09468 8**	-3.0424	0.09762 2	i pacaktuar	-3.74437 6**	-3.88512 8*	0.3097 66	stacionar
$m2r_t$	-4.08710 2**	-5.80849 9*	0.11185 1	stacionar	-5.79521 *	-6.28984 1*	0.2336 86	stacionar
$savr_t$	-10.8300 4*	-10.4434 2*	0.47303 8**	i pacaktuar	-4.89882 8*	-13.0580 6*	0.4067 75	stacionar
$m2r_t$ *remr t	-2.99725 5	-2.99459 6	0.19306 3	i pacaktuar	-5.66888 7*	-5.87422 9*	0.4024 7	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.21. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” të modelit të investimit

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
$invt_t$	-4.084541*	stacionar	-2.689015**	stacionar
$m2r_t$	-3.638876**	stacionar	-4.959892*	stacionar
$savr_t$	-2.656007**	stacionar	-2.528002**	stacionar
$m2r_t * remr_t$	-2.359951**	stacionar	-5.126314*	stacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero [H_0] për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Shumica e evidencës nga testet e rrënjëve unitare tregon që $invt_t$, $m2r_t$, $savr_t$ dhe ($m2r_t * remr_t$) janë të gjithë $I(0)$. Testet e rrënjëve unitare të kryera më herët në variablat e tjerë të modelit sugjerojnë që përveç $infl_t$ që është $I(0)$, të gjithë variablat e tjerë shpjegues janë $I(1)$. Pra, modeli i investimit që përfshin variablat $I(0)$ dhe diferencat e para të variablave shpjegues $I(1)$ mund të vlerësohet duke përdorur metodën OLS. Kombinime të ndryshme të variablave shpjegues përfshihen në model me ose pa një trend kohor dhe/ose variablin “dummy” të krizave. Vlerësimet e modelit më të përshtatshëm të identifikuar paraqiten më poshtë.

Tabela 5.22. Vlerësimi i modelit të investimit me variabla që nuk shumëzohen me trendin kohor

Dependent Variable: INVR
Method: Least Squares
Date: 12/24/13 Time: 17:43
Sample (adjusted): 1994 2011
Included observations: 18 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.859277	9.487229	0.090572	0.9296
DREMR	-0.134209	0.260737	-0.514728	0.6179
M2R	0.237505	0.096943	2.449951	0.0343
INFL	-0.047379	0.135492	-0.349683	0.7338
DTROR	-0.279414	0.161033	-1.735138	0.1134
SAVR	0.488756	0.210084	2.326478	0.0423
INTV	0.007940	0.006066	1.308878	0.2199
DUM	-0.814133	3.593372	-0.226565	0.8253

R-squared	0.801972	Mean dependent var	23.47841
Adjusted R-squared	0.663352	S.D. dependent var	4.664184
S.E. of regression	2.706223	Akaike info criterion	5.130087
Sum squared resid	73.23645	Schwarz criterion	5.525808
Log likelihood	-38.17079	Hannan-Quinn criter.	5.184652
F-statistic	5.785409	Durbin-Watson stat	1.549097
Prob(F-statistic)	0.006842		

Burimi: Autput i EViews

Para interpretimit të rezultateve të marra kryhen testet diagnostike të modelit. Rezultatet e tyre paraqiten më poshtë ndërsa detaje shtesë jepen në Shtojcën 2.

Kontrolli Diagnostik

AR(1) = 1.157684 [0.2819]
JB = 0.299825 [0.860783]
ARCH(1) = 0.005011 [0.9436]
RESET(2) = 0.510142 [0.6187]

AR, JB, ARCH dhe RESET u referohen përkatësisht testit Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testit Jarque-Bera të normalitetit, testit ARCH [të heteroskedasticitetit të kushtëzuar autoregresiv] dhe testit RESET të Ramsey. Numrat në kllapa përfaqësojnë numrin e vonesave = 1 dhe numrin e termave të përshtatur = 2 të përfshirë në testin Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testin ARCH dhe testin RESET përkatësisht. Gjithashtu paraqiten dhe statistikat e llogaritura të testeve së bashku me probabilitetet përkatëse [në kllapa katrore]. Rezultatet sugjerojnë që modeli i vlerësuar nuk duket të ketë ndonjë problem serioz diagnostik si korelacion serial, efekte ARCH, shpërndarje jonormale të mbetjeve dhe keqspecifikim. [Të njëjtat konkluzione nxjerrim edhe kur numri i termave të përshtatur të përfshirë në testin RESET është 1]. Përveç këtyre, grafikët e testeve CUSUM dhe CUSUM of Squares që përdoren për të kontrolluar stabilitetin e parametrave të modelit sugjerojnë që modeli është i qëndrueshëm gjatë periudhës së shqyrtuar. Ato jepen në Shtojcën 2.

Pra koeficientët e vlerësuar janë të vlefshëm për interpretim. $R^2 = 0.801972$ sugjeron fuqi të lartë shpjeguese e modelit.

Koeficientët e vlerësuar tregojnë që vetëm disa prej variablave shpjegues të përdorur në model janë relevantë. Variablat relevantë përfshijnë matësin e zhvillimit financiar dhe normën e kursimit. Koeficientët e vlerësuar të tyre janë statistikisht të rëndësishëm në nivelin e besimit 5% dhe kanë shenjat e pritshme pozitive. Variablat shpjegues jorelevantë përfshijnë matësin e dërgesave hyrëse të emigrantëve, inflacionin, matësin e hapjes tregëtare dhe variablin e ndërveprimit. Konstantja dhe variabli “dummy” janë gjithashtu jorelevantë. Përveç këtyre, koeficientët e matësit të dërgesave hyrëse të emigrantëve dhe matësit të hapjes tregëtare kanë shenja negative jo të pritshme.

Për t’a përmbledhur, në kundërshtim me pritshmëritë vlerësimet e të dy versioneve të modelit të investimit të përdorur sugjerojnë që dërgesat hyrëse të emigrantëve kanë një ndikim statistikisht të parëndësishëm në investimet. Ne marrim rezultate kontradiktore lidhur me rolin e zhvillimit financiar në investimet. Vlerësimet e modelit të investimit, ku variablat shumëzohen me trendin kohor, sugjerojnë që zhvillimi financiar luan një rol negativ te investimet sepse koeficienti i vlerësuar i zhvillimit financiar është statistikisht i rëndësishëm dhe negativ (-0.631405). Modeli i investimit me variablat që nuk shumëzohen me trendin kohor sugjeron që zhvillimi financiar nxit investimet. Rezultatet e tij sugjerojnë që një rritje prej 10% e matësit të zhvillimit financiar shoqërohet me një rritje të investimeve me 2.37505%. Ne sigurojmë vetëm një evidencë të dobët në favor të hipotezës së komplementaritetit midis zhvillimit financiar dhe dërgesave hyrëse të

emigrantëve sepse koeficienti i variablit të ndërveprimit është statistikisht i rëndësishëm vetëm në modelin e investimit me variabla të shumëzuar me trendin kohor. Për më tepër, madhësia e tij është shumë e vogël (vetëm 0.001353). Megjithatë, të dy variantet e modelit të investimit bien dakort në kontributin pozitiv të normës së kursimit në investimet. Pra, norma e kursimit duket të jetë përcaktuesi më i rëndësishëm dhe i besueshëm i investimit duke pasur parasysh natyrën e të dhënave në dispozicion. Duket të jetë përcaktuesi më i rëndësishëm sepse nga të gjithë përcaktuesit relevantë ai ka koeficientin më të madh. Duket të jetë më i besueshmi sepse është i vetmi midis variablave shpjegues relevantë që ruan si rëndësinë statistikore dhe shenjën e koeficientit në të dy versionet e modelit të investimit. Megjithatë, rezultatet e modelit të investimit me variablat që nuk janë shumëzuar me trendin kohor duken më logjike duke pasur parasysh matësin e gjerë të investimeve të përdorur në studimin tonë që përfshin si investimet produktive dhe ato joproduktive. Për këtë arsye interpretimi ynë i rezultateve të marra lidhur me rolin e normës së kursimit në investimet bazohet në këtë model. Një rritje 10% e normës së kursimit duket të shoqërohet me një rritje 4.88756% të investimeve.

5.3 Lidhja dërgesa hyrëse të emigrantëve-zhvillim financiar

Modeli i regresionit të zhvillimit financiar që ne përdorim bazohet në specifikimin e përdorur nga Hassan (2011). Variablat shpjegues që ne shqyrtojmë janë dërgesat hyrëse të emigrantëve si përqindje e PBB e shumëzuar me trendin kohor ($rem_t * t$), hapja tregëtare e shumëzuar me trendin kohor ($tror_t * t$), shuma e FDI dhe ODA si përqindje e PBB e shumëzuar me trendin kohor ($flow_t * t$), inflacioni i shumëzuar me trendin kohor ($infl_t * t$) dhe logaritmi natyror i PBB real i shumëzuar me trendin kohor ($\ln(Y_t * t)$). Ne gjithashtu përfshijmë një trend kohor si dhe një variabël “dummy” që përpiket të pasqyrojë ndikimin e krizave të viteve 1992 dhe 1997 në sistemin financiar shqiptar. Pra, modeli ekonometrik paraqitet si:

$$m2r_t * t = \beta_0 + \beta_1 * t + \beta_2(remr_t * t) + \beta_3(tror_t * t) + \beta_4(flow_t * t) + \beta_5(infl_t * t) + \beta_6(\ln Y_t * t) + \beta_7 DUM_t + \varepsilon_t \quad (5.26)$$

Për shkak të disponueshmërisë së të dhënave mund të mos jetë e mundshme të përfshihen njëherazi të gjithë variablat shpjegues në model prandaj ne provojmë kombinime të ndryshme të tyre. Fillimisht ne kontrollojmë stacionaritetin e variablave të “rinj” të shqyrtuar duke kryer testet tradicionale të rrënjëve unitare dhe më pas vendosim për metodën më të përshtatshme të vlerësimit të përdorur.

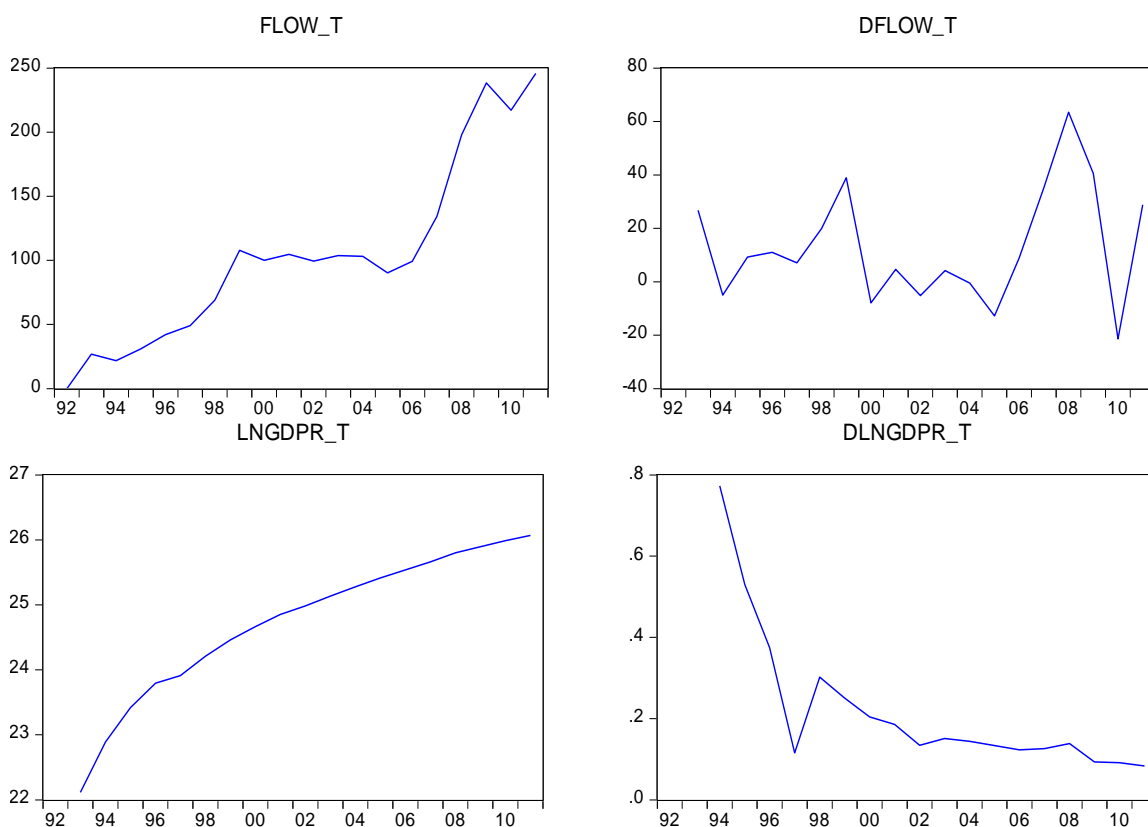


Figura 5.10. Grafikët e variablave të “rinj” shpjegues të përdorur në modelin e zhvillimit financiar në nivele dhe diferenca të para
Burimi: Output i EViews

Tabela 5.23. Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare të variablave shpjegues të “rinj” të përdorur në modelin e zhvillimit financiar

Variabli	Fillestar (nivel)				Diferencë e parë			
	ADF	PP	KPSS	Rezultati	ADF	PP	KPSS	Rezultati
$flow_t$ *t	-1.3676 23	-1.5755	0.10469 2	i pacaktuar	-3.33422 4**	-3.36357 1**	0.14757 5	stacionar
$\ln(Y_t)$ *t	-5.1211 48*	-8.5992 33*	0.18695 6**	i pacaktuar	-2.11371 7	-9.04052 *	0.55447 6**	i pacaktuar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero (H_0) për testet ADF, PP dhe KPSS në nivelin e rëndësisë 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Statistikat e testeve dhe vlerat kritike janë llogaritur nga programi statistikor EViews 7.1. Gjatësitë e vonesave apo gjerësitë e intervaleve janë zgjedhur automatikisht

nga programi. Zgjedhja e gjatësive të vonesave për testet ADF dhe PP bazohet në Kriterin e Informacionit të Schwarz [SIC]. Në testin KPSS gjerësia e intervalit përcaktohet nga përdorimi i metodave spektrale të vlerësimit të Bartlett kernel. Vlerat kritike si në testin ADF dhe në testin PP u referohen vlerave kritike të përlllogaritura nga Mac Kinnon (1996) ndërsa ato në testin KPSS u referohen përlllogaritjeve të Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Tabela 1). Inferenca bëhet bazuar në nivelet e rëndësisë prej 1% dhe 5% që përdoren më shpesh.

Tabela 5.24. Rezultatet e testit DF-GLS të rrënjëve unitare për variablat shpjegues të “rinj” në modelin e zhvillimit financiar

Variabli	Fillestar (nivel)		Diferencë e parë	
	DF-GLS	Rezultati	DF-GLS	Rezultati
$flow_t *t$	-1.577152	jostacionar	-3.320105*	stacionar
$\ln(Y_t *t)$	-2.945724	jostacionar	-0.628804	jostacionar

* dhe ** tregojnë refuzim të hipotezës zero (H_0) për testin DF-GLS në nivelet e besimit 1% dhe 5% përkatësisht.

Shënime: Gjatësitë e vonesave janë zgjedhur automatikisht nga programi EViews 7.1 duke përdorur SIC. Vlerat kritike në këtë test të rrënjëve unitare u referohen vlerave kritike të Mac Kinnon (1996).

Rezultatet e testeve të rrënjëve unitare për $\ln(Y_t *t)$ nuk janë unanime. Por shumica e evidencës tregon që ai është i integruar i rendit 2 ose më të lartë. Ato ofrojnë evidencë më të fortë për rendin e integritimit të $flow_t *t$, që bëhet stacionar pas diferencimit të parë. Për t’*a* përmbledhur, variabli i varur $m2r_t *t$ është I(1) ndërsa përcaktuesit potencialë të tij janë një përzierje e variablave I(1) dhe I(0) përveç $\ln(Y_t *t)$. $remr_t *t$, $flow_t *t$ dhe $tror_t *t$ janë I(1) ndërsa $infl_t *t$ është I(0). Ne mund t’*a* vlerësojmë modelin e mësipërm nëpërmjet metodës së vlerësimit ARDL nëse heqim $\ln(Y_t *t)$ nga modeli. Rrjedhimisht, për të marrë përfitimet e metodës ARDL ne vendosëm të heqim $\ln(Y_t *t)$ nga modeli i zhvillimit financiar. Ne vlerësuam disa modele duke përdorur kombinime të ndryshme të variablave shpjegues. Koeficientët e vlerësuar të modelit më të përshtatshëm jepen më poshtë. Ai tregon zhvillimin financiar si funksion linear të dërgesave hyrëse të emigrantëve të shumëzuara me trendin kohor, hapjes tregëtare të shumëzuar me trendin kohor dhe shumës së FDI dhe ODA të shumëzuar me trendin kohor.

Tabela 5.25. Vlerësimi i modelit të zhvillimit financiar

Dependent Variable: DM2R_T
 Method: Least Squares
 Date: 12/10/13 Time: 20:38
 Sample (adjusted): 1997 2011
 Included observations: 15 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-22.50193	34.11945	-0.659505	0.5567
M2R_T(-1)	-4.222300	0.409196	-10.31852	0.0019
REMR_T(-1)	4.974372	0.565127	8.802223	0.0031
TROR_T(-1)	2.846909	0.253810	11.21668	0.0015
FLOW_T(-1)	3.226625	0.440677	7.321974	0.0053

DM2R_T(-1)	0.348309	0.235463	1.479253	0.2356
DM2R_T(-2)	-1.731944	0.273582	-6.330619	0.0080
DREMR_T	3.541895	0.355726	9.956808	0.0022
DTROR_T	1.879693	0.118482	15.86474	0.0005
DTROR_T(-1)	-0.855335	0.127067	-6.731347	0.0067
DTROR_T(-2)	-1.274240	0.113982	-11.17929	0.0015
DFLOW_T	6.644765	0.667485	9.954931	0.0022
<hr/>				
R-squared	0.995306	Mean dependent var	90.57970	
Adjusted R-squared	0.978097	S.D. dependent var	37.85790	
S.E. of regression	5.602863	Akaike info criterion	6.274995	
Sum squared resid	94.17623	Schwarz criterion	6.841435	
Log likelihood	-35.06246	Hannan-Quinn criter.	6.268961	
F-statistic	57.83426	Durbin-Watson stat	2.508980	
Prob(F-statistic)	0.003285			

Burimi: Autput i EViews 7.1

Si zakonisht para interpretimit të rezultateve të marra ne kryem testet diagnostike të modelit që përmblihen më poshtë. Detaje të tjera jepen në Shtojcën 2.

Kontrolli Diagnostik

AR(1) = 3.29261 [0.0696]
JB = 0.334501 [0.845988]
ARCH(1) = 2.60879 [0.1063]
RESET(2) = 0.514355 [0.7021]

AR, JB, ARCH dhe RESET u referohen përkatësisht testit Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testit Jarque-Bera të normalitetit, testit ARCH [të heteroskedasticitetit të kushtëzuar autoregresiv] dhe testit RESET të Ramsey. Numrat në kllapa përfaqësojnë numrin e vonesave = 1 dhe numrin e termave të përshtatur = 2 të përfshirë në testin Breusch-Godfrey të korrelacionit serial, testin ARCH dhe testin RESET përkatësisht. Gjithashtu paraqiten dhe statistikatat e llogaritura të testeve së bashku me probabilitetet përkatëse [në kllapa katrore]. Rezultatet sugjerojnë që modeli i vlerësuar nuk duket të ketë ndonjë problem serioz diagnostik si korelacion serial, efekte ARCH, shpërndarje jonormale të mbetjeve dhe keqspecifikim. [Të njëjtat konkluzione nxjerrim edhe kur numri i termave të përshtatur të përfshirë në testin RESET është 1]. Përveç këtyre, grafikët e testeve CUSUM dhe CUSUM of Squares që jepen në Shtojcën 2 sugjerojnë që modeli është i qëndrueshëm gjatë periudhës korore të shqyrtuar.

Pra koeficientët e vlerësuar janë të vlefshëm për interpretim. Fuqia shpjeguese e modelit është shumë e lartë [$R^2 = 0.995306$].

Ne gjithashtu kontrollojmë ekzistencën e një lidhjeje afatgjatë midis variablave në shqyrtim duke përdorur testin Wald.

Vlera e llogaritur e statistikës F krahasohet me vlerat kritike të saj të ofruara nga Narayan (2005).

Tabela 5.26. Vlerat kritike për analizën kointegrim të përlllogaritura nga Narayan (2005)

Niveli i besimit (α)	Vlera kritike e kufirit të poshtëm	Vlera kritike e kufirit të sipërm
1%	5.333	7.063
5%	3.710	5.018
10%	3.008	4.150

Shënim: Vlerat kritike citohen nga Narayan (2005) për rastin III (konstante e pakufizuar dhe pa trend) për numër të variablave shpjegues (k) = 3 dhe numër të periudhave kohore (n) = 30. Numri i periudhave kohore në studimin tonë është 20 por ne përdorim vlerat kritike të përlllogaritura për një zgjedhje prej 30 periudhash sepse është zgjedhja më e vogël për të cilën ato llogariten nga autori.

Statistika e llogaritur F është 74.25475 dhe meqë është më e madhe se vlera kritike e kufirit të sipërm prej 7.063 në nivelin e besimit 1% nënkupton një lidhje afatgjatë midis $m2r_t * t$, $remr_t * t$, $tror_t * t$ dhe $flow_t * t$.

Kjo lidhje afatgjatë paraqitet si:

$$m2r_t * t = -22.50193 + 1.17812(remr_t * t) + 0.674256(tror_t * t) + 0.7641866(flow_t * t) \quad (5.27)$$

Koeficientët afatgjatë llogariten siç sugjerohet nga Bardsen (1989). Ata janë të gjithë statistikisht të rëndësishëm në nivelin e besimit 1% përveç konstantes që nuk është relevante. Për më tepër, ata kanë shenjat e pritshme pozitive. Pra dërgesat hyrëse të emigrantëve, hapja tregëtare, shuma e FDI dhe ODA si përqindje e PBB duket të promovojnë zhvillimin e sistemit financiar. Rezultatet tregojnë që një rritje me 10% e dërgesave hyrëse të emigrantëve lidhet me një rritje të matësit të zhvillimit financiar me rreth 11.78%. Përcaktuesi i dytë më i rëndësishëm i zhvillimit financiar duket të jetë shuma e investimeve të huaja direkte dhe ndihmës zyrtare të zhvillimit si përqindje e PBB. Një rritje me 10% e këtij treguesi duket të shoqërohet me një rritje të zhvillimit të sistemit financiar me 7.6419%. Rezultatet e marra sugjerojnë që hapja tregëtare gjithashtu luan një rol të rëndësishëm në zhvillimin e sistemit financiar. Ato tregojnë që një rritje me 10% e hapjes tregëtare shoqërohet me një rritje të zhvillimit financiar me rreth 6.7426%.

6 Konkluzione

Hyjet e ndjeshme të dërgesave të emigrantëve në shumë vende në zhvillim për një periudhë të konsiderueshme kohe kanë tërhequr vëmendje të madhe midis kërkuesve gjatë dekadës së fundit. Pyetja nëse ato kontribuojnë në rritjen ekonomike afatgjatë të vendeve marrëse është bërë subjekt i një debati që vazhdon midis kërkuesve. Ky studim kontribuon në literaturën ekzistuese për këtë çështje duke eksploruar këtë lidhje për Shqipërinë post-komuniste. Duke u përpjekur të vlerësojmë rolin e dërgesave hyrëse të emigrantëve në normën e rritjes afatgjatë të Shqipërisë ne gjithashtu identifikojmë variablat e ndërmjetëm nëpërmjet të cilëve dërgesat e emigrantëve ndikojnë rritjen ekonomike.

Ne gjejmë një kontribut pozitiv rënës të investimeve në normën afatgjatë të rritjes ekonomike të Shqipërisë post-komuniste. Efekti pozitiv i investimeve në rritjen ekonomike eventualisht konvergjon në një normë rritjeje afatgjatë prej rreth 5.86%. Rezultatet e këtij studimi duket të mbështesin hipotezën e Rao (2008) që akumulimi i kapitalit fizik rrit normën e progresit teknologjik.

Variabli tjetër i ndërmjetëm që u gjet të ndikonte në normën e rritjes afatgjatë të vendit është zhvillimi financiar. Zhvillimi financiar duket të luajë një rol negativ ndonëse shumë të vogël në normën e rritjes afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste. Vlerësimet e marra sugjerojnë që rritja me 10% e zhvillimit financiar shoqërohet me një zvogëlim prej 0.0023% të normës afatgjatë të rritjes ekonomike. Rezultatet tona për lidhjen zhvillim financiar–ritje ekonomike janë të ngjashme me gjetjet e Hassan (2011) për Egjiptin.

Ndërsa ndikimi pozitiv i investimeve në normën afatgjatë të rritjes ekonomike pritej, ndikimi negativ i zhvillimit financiar vështirë se pritej.

Duke marrë në konsideratë normën e ulët të rritjes ekonomike afatgjatë të Shqipërisë pas vitit 2008 gjetjet për efektin pozitiv rënës të investimeve në normën e rritjes ekonomike afatgjatë sugjerojnë që politika që nxisin investimet do të rritin normën e rritjes ekonomike afatgjatë të vendit.

Rezultati i marrë për ndikimin negativ të zhvillimit financiar në rritjen ekonomike afatgjatë natyrshëm ngre pyetjen, ‘Pse sistemi financiar mund të reduktojë rritjen ekonomike afatgjatë?’ Shpjegimi më i mundshëm për lidhjen negative zhvillim financiar–ritje ekonomike afatgjatë lidhet me inefficiencën e sistemit financiar. Ndoshta sistemi financiar nuk po i transferon fondet në investimet më produktive.

Sistemi financiar shqiptar është një sistem me një kolonë i dominuar nga bankat. Të dhënat më të fundit të Bankës së Shqipërisë tregojnë që aktivet totale të sistemit bankar përfaqësojnë më shumë se 90% të aktiveve totale të sistemit financiar, me pjesën më të madhe të mbajtura nga bankat e huaja. Ato gjithashtu tregojnë që kredidhënia e sistemit bankar shqiptar është rritur shpejt gjatë dekadës së fundit nga 6.3% e PBB në 2002 në 42.7% e PBB në vitin 2012. Megjithatë, rritja e kredidhënies është shoqëruar me një përkeqësim në rritje të cilësisë së portofolit të kredisë. Normat e larta të kthimit nga kapitali i vet dhe nga aktivet e sistemit bankar shqiptar gjatë periudhës 2001-2007 sugjerojnë që ai u përfshi në aktivitete investuese me risk të lartë gjatë kësaj periudhe (Kalluci 2011). Raporti i kredive që nuk performojnë kundrejt kredive bruto [NPLs] është rritur në mënyrë të paprecedent pas vitit 2008 duke iu afruar normës alarmante prej 25%

në 2013. Rritja shqetësuese e këtij treguesi, që gjithashtu është një matës mjaft i përdorur i efikasitetit të sistemit financiar, i jep mbështetje gjetjeve tona.

Rezultatet e këtij studimi duket të mbështesin këndvështrimin e Meka dhe Meka (Taçi) (2012) që “Ky sistem me një kolonë në Shqipëri nuk ofron garanci për zhvillim ekonomik afatgjatë të qëndrueshëm”.

Kolona tjetër e sistemit financiar, që përbëhet nga institucionet financiare jobanka dhe tregu financiar, është e pazhvilluar në Shqipëri. Institucionet financiare jobanka mbajnë më pak se 10% të aktiveve totale të sistemit financiar ndërsa praktikisht mungon një treg financiar që funksionon sepse në Bursën e Tiranës nuk tregëtohet ndonjë instrument financiar (Meka dhe Meka (Taçi) 2012).

Dominimi i sistemit financiar shqiptar në një masë kaq të madhe nga bankat e shoqëruar nga mungesa e zhvillimit të kolonës së dytë të tij reflekton një sistem financiar të zhvilluar në mënyrë josimetrike. Mungesa e një tregu financiar aktiv në veçanti përbën një shqetësim serioz sepse tregu financiar është një komponent jetik i sistemit financiar në vendet më të zhvilluara. Meka dhe Meka (Taçi) (2012) e konsiderojnë këtë një pengesë për rritjen ekonomike të qëndrueshme. Pra, ne biem dakort me Meka dhe Meka (Taçi) që duhet të bëhen përpjekje për të balancuar sistemin tonë financiar duke i kushtuar një rëndësi të veçantë krijimit të një tregu financiar plotësisht funksional.

Në kundërshtim me pritshmëritë, ne nuk gjejmë ndonjë rol statistikisht të rëndësishëm të dërgesave hyrëse të emigrantëve në investimet. Një shpjegim i mundshëm është që pjesa dërmuese e këtyre fondeve përdoren në Shqipëri për të rritur konsumin aktual. Roli i zhvillimit financiar në investimet është i paqartë sepse evidenca është e përzjerë. Evidenca në favor të hipotezës së komplementaritetit midis zhvillimit financiar dhe dërgesave hyrëse të emigrantëve është e dobët ndërsa evidenca për rolin pozitiv të normës së kursimit në investimet është shumë më e fortë. Një rritje me 10% e normës së kursimit duket të shoqërohet me një rritje të investimeve me thuajse gjysmën e kësaj madhësie. Roli pozitiv i rëndësishëm i normës së kursimit në investimet i shoqëruar me efektin pozitiv të investimeve në normën afatgjatë të rritjes ekonomike nënkuptojnë që norma e kursimit kontribuon pozitivisht në normën e rritjes afatgjatë. Pra gjetjet sugjerojnë që politika për të nxitur kursimin e brendshëm do të sillnin përfitim për rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë.

Dërgesat hyrëse të emigrantëve duket të luajnë një rol të rëndësishëm pozitiv në zhvillimin e sistemit financiar. Dy variabla të tjerë, që gjithashtu janë gjetur të kontribuojnë pozitivisht në zhvillimin financiar të vendit, të renditur sipas rëndësisë, janë shumat e investimeve të huaja direkte dhe ndihmës zyrtare të zhvillimit si % e PBB dhe hapja tregëtare.

Ne gjejmë që një rritje me 10% e dërgesave hyrëse të emigrantëve lidhet me një rritje prej përafërsisht 11.78% të zhvillimit financiar. Shpjegimi më i mundshëm është që bankat tregëtare që ushtrojnë aktivitetin në Shqipëri kanë zgjeruar menunë e produkteve të ofruara me produkte financiare të dizenuara duke pasur në mendje nevojat e emigrantëve.

Përcaktuesi i dytë më i rëndësishëm i zhvillimit të sistemit financiar duket të jetë shumat e investimeve të huaja direkte dhe ndihmës zyrtare të zhvillimit kundrejt PBB. Ne gjejmë që një rritje me 10% e këtij raporti shoqërohet me një rritje të zhvillimit të sistemit financiar me rreth 7.64%. Ka shumë mundësi që kjo rritje t'i atribuohet kryesisht komponentit të investimeve të huaja direkte të matësit të mësipërm që është bërë shumë

më i rëndësishëm se ndihma zyrtare e zhvillimit në dekadën e dytë të periudhës së tranzicionit. Për më tepër, investimet e huaja direkte në sektorin bankar përfaqësojnë një pjesë të konsiderueshme të investimeve të huaja direkte në Shqipëri. Sektori bankar shqiptar dominohet në një masë shumë të madhe nga bankat e huaja, me kapitalin e huaj që përbën më shumë se 90% të kapitalit total bankar sipas të dhënave të Bankës së Shqipërisë.

Edhe hapja tregëtare rezulton të stimulojë zhvillimin e sistemit financiar në Shqipërinë post-komuniste. Në gjejmë që një rritje me 10% e hapjes tregëtare shoqërohet me një rritje prej përafërsisht 6.74% të zhvillimit financiar. Një shpjegim i mundshëm është që me hapjen e vendit ndaj tregëtisë ndërkombëtare bankat tregëtare të tij zgjerojnë menunë e produkteve financiare për të lehtësuar transaksionet tregëtare.

Për t'a përmbledhur, dërgesat hyrëse të emigrantëve duket të influencojnë rritjen ekonomike afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste vetëm nëpërmjet efektit të tyre në zhvillimin financiar të vendit. Në gjejmë një ndikim shumë të vogël negativ të dërgesave hyrëse të emigrantëve në normën e rritjes afatgjatë të vendit. Në veçanti, një rritje me 10% e dërgesave hyrëse të emigrantëve, tërthorazi redukton normën e rritjes afatgjatë të Shqipërisë post-komuniste me thujse 0.0027%. Rezultatet tona për ndikimin total të dërgesave hyrëse të emigrantëve në rritjen ekonomike afatgjatë janë të ngjashme me gjetjet e Hassan (2011) për Hondurasin, Indonezinë dhe Indinë.

Pra në kundërshtim me besimin më të përhapur dërgesat hyrëse të emigrantëve nuk duket të jenë forca kryesore mbrapa rritjes ekonomike të Shqipërisë post-komuniste sepse ndikimi i tyre sasior është i papërfillshëm.

Megjithatë, për shkak të periudhës të shkurtër kohore për të cilën të dhënat janë të disponueshme gjetjet tona duhet të konsiderohen jopërfundimtare. Rezultatet mund të ndryshojnë ndërsa bëhen të disponueshme më shumë të dhëna. Në veçanti, rezultatet e vlerësuara për funksionin e investimit nuk janë shumë të besueshme sepse metoda e zakonshme e katrorëve më të vegjël nuk është shumë e përshtatshme kur madhësia e zgjedhjes është aq e vogël sa në studimin tonë. Për më tepër për shkak të mosdisponueshmërisë të të dhënave disa variabla të mundshëm shpjegues janë lënë jashtë këtij modeli dhe metoda e vlerësimit e përdorur nuk mund t'a adresojë siç duhet këtë problem.

Shtojca 1

Variabli	Përkufizimi	Burimi
Y	PBB real (Y) është vlera bruto e shtuar nga të gjithë prodhuesit rezidentë në ekonomi plus taksat mbi produktet minus subvencionet që nuk janë përfshirë në vlerën e produkteve. Ajo llogaritet pa bërë zbritje për zhvlerësimin e aktiveve të prodhuara ose për harxhimin dhe degradimin e burimeve natyrore. Të dhënat janë në dollarë konstantë të SHBA me vitin 2005 si vit bazë. Vlerat në USD për PBB janë konvertuar nga monedhat vendase duke përdorur kursin zyrtar të këmbimit të vitit 2000.	World Bank, World Development Indicators online (2013).
y	PBB real për punëtor llogaritet si raporti i PBB real me forcën totale të punës. PBB real (Y) është përkufizuar më sipër. Forca totale e punës (L) përfshin njerëzit me moshë të paktën 15 vjeç të cilët plotësojnë përkufizimin e Organizatës Ndërkombëtare të Punës (ILO) të popullsisë	Llogaritur nga autori. World Bank, World Development Indicators online (2013). World Bank, World Development Indicators online (2013).

	<p>ekonomikisht aktive: të gjithë njerëzit që ofrojnë punë për prodhimin e të mirave dhe shërvimeve gjatë një periudhe të përcaktuar. Përkufizimi i mësipërm përfshin si të punësuarit dhe jo të punësuarit.</p>	
remr	<p>Dërgesat hyrëse të emigrantëve si përqindje e PBB ku dërgesat hyrëse të emigrantëve janë shuma e transfertave personale dhe kompensimit të punonjësve siç përkufizohen në Manualin e Bilancit të Pagesave dhe Pozicionit Ndërkombëtar të Investimit të Fondit Monetar Ndërkombëtar, edicioni i 6^{të} (BPM6). <i>Transfertat personale</i> përbëhen nga të gjitha transfertat korrente në para ose në të mira midis individëve rezidentë dhe atyre jorezidentë. <i>Kompensimi i punonjësve</i> i referohet të ardhurave të punëtorëve kufitarë, sezonalë dhe punëtorëve të tjerë afatshkurtër që janë punësuar në një ekonomi ku ata nuk janë rezidentë dhe të rezidentëve të punësuar nga entitetet jorezidente. (Punëdhënësit jorezidentë përfshijnë ambasadat e huaja, institucionet</p>	<p>World Bank, World Development Indicators online (2013).</p>

	ndërkombëtare si dhe kompanitë jorezidente).	
infl	Inflacioni është matur si ndryshimi vjetor në përqindje i deflatorit të nënkuptuar të PBB, ku deflatori i nënkuptuar i PBB = PBB në monedhën vendase korrente/PBB në monedhën vendase konstante.	World Bank, World Development Indicators online (2013).
DUM	Variabli “dummy” ka vlerën 1 për vitet e krizave 1992 dhe 1997 dhe 0 për vitet e tjera.	Llogaritur nga autori.
k	Kapitali fizik për punëtor llogaritet si raporti i stokut të kapitalit fizik me forcën totale të punës (të përkufizuar si më sipër). Ka një problem në përcaktimin e stokut kapitalit të Shqipërisë sepse ka një mungesë të dhënash për këtë seri ashtu siç thekson Kota (2009). Duke u përpjekur të vlerësojë burimet e rritjes ekonomike në Shqipëri për periudhën 1996-2009 autorja përdor metodën e inventarit të vazhdueshëm për të ndërtuar serinë e stokut kapital. Stoku fillestar i kapitalit është një vlerësim i ofruar nga një ekspert i FMN sipas kërkesës së autores. Autorja siguron të dhënat e investimit nga INSTAT dhe supozon	Llogaritur nga autori.

	<p>një normë zhvlerësimi të stokut të kapitalit prej 8%.</p> <p>Metoda e inventarit të vazhdueshëm për llogaritjen e serisë të stokut të kapitalit përdoret gjerësisht nga kërkues të tjerë ndonëse me supozime pak të ndryshme. Kur të dhënat e stokut fillestar të kapitalit nuk janë të disponueshme supozohet gjerësisht që stoku fillestar i kapitalit është një përqindje e PBB real të atij viti. Për shembull, Rao dhe Takirua (2006) supozojnë që stoku fillestar i kapitalit që i korespondon vitit 1970 është 1.2 herë PBB real të atij viti. Autorët supozojnë një normë vjetore zhvlerësimi të stokut të kapitalit prej 5%. Rao (2008) përdor të njëjtën metodë me supozime pak më të ndryshme. Ai supozon që stoku fillestar i kapitalit është 1.5 herë PBB real të të njëjtit vit dhe që zhvlerësohet me një normë zhvlerësimi 4% në vit.</p> <p>Ne përdorim të njëjtën metodologji (metodën e inventarit të vazhdueshëm) dhe bëjmë supozime të ngjashme për të ndërtuar serinë kohore të stokut të kapitalit për</p>	
--	--	--

	<p>Shqipërinë. Ne supozojmë që stoku fillestar i kapitalit që i korrespondon vitit 1992 është 1.2 herë PBB real i atij viti. Të kushtëzuar nga disponibiliteti i të dhënave, krijimi i kapitalit bruto (më përpara i emërtuar investimi i brendshëm bruto) përdoret si zëvendësues për krijimin e kapitalit të qëndrueshëm (i emërtuar më përpara investimi i qëndrueshëm i brendshëm bruto). Norma vjetore e zhvlerësimit e stokut të kapitalit supozohet 5%. Pra për të vlerësuar stokun e kapitalit në një moment të caktuar kohor ne përdorim formulën vijuese:</p> $K_t = 0.95 * K_{t-1} + I_t$ <p>ku I_t i referohet krijimit të kapitalit bruto. Si K_t dhe I_t janë në dollarë konstantë të SHBA me vitin 2005 si vit bazë.</p>	
tror	Shuma e eksporteve dhe importeve të të mirave dhe shërbimeve e matur si përqindje e PBB.	World Bank, World Development Indicators online (2013).
invr	Krijimi i kapitalit bruto (më parë i emërtuar investimi i brendshëm bruto) kundrejt PBB. Krijimi i kapitalit bruto përbëhet nga shtesa të aktiveve të qëndrueshme të ekonomisë plus ndryshime neto të nivelit të inventarëve.	World Bank, World Development Indicators online (2013).

	<p>Shtesat e aktiveve të qëndrueshme përfshijnë përmirësime të tokës (diga, kanale kulluese, rrethime etj); blerje të makinerive dhe pajisjeve; dhe ndërtim të rrugëve, hekurudhave, shkollave, spitaleve, ndërtesave rezidenciale private dhe atyre tregëtare dhe industriale. Inventarët janë stoqet e mallrave të mbajtura nga firmat për të plotësuar luhatjet e përkohshme ose jo të pritshme në prodhim ose shitje si dhe prodhimi në proces. Edhe zotërimet neto të sendeve me vlerë konsiderohen krijim kapitali.</p>	
reer	<p>Kursi Real Efektiv i Këmbimit i bazuar në indeksin e çmimeve konsumatore llogaritet duke përdorur të dhëna vjetore për kurset e këmbimit dhe indekset e çmimeve konsumatore si dhe matricën e peshave nga Bayoumi, Lee dhe Jaewoo (2006) duke marrë në konsideratë 172 partnerë tregëtarë të vendit.</p>	<p>Darvas, Zsolt (2012a) 'Real effective exchange rates for 178 countries: A new database', Working Paper 2012/06, Bruegel, 15 March 2012 http://www.bruegel.org/datasets/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/</p>
m2r	<p>Para dhe instrumenta financiarë të ngjashëm shumë likuidë (M2) si % e PBB. Para dhe instrumenta të ngjashëm përfshijnë shumën e parave jashtë bankave, depozitat në të parë përjashtuar ato të</p>	<p>World Bank, World Development Indicators online (2013).</p>

	qeverisë qëndrore, si dhe depozitat me afat, depozitat e kursimit dhe depozitat në monedhë të huaj të rezidentëve përjashtuar ato të qeverisë qëndrore. Ky përkufizim i ofertës së parasë shpesh quhet M2.	
hc	Indeks i kapitalit human për person bazuar në vitet e shkollimit (Barro/Lee, 2012) dhe kthimit nga shkollimi (Psacharopoulos, 1994).	Penn World Table, version 8.0
bdr	Depozitat e bankave ndaj PBB (%) matet si vlera totale e depozitave në të parë, depozitave me afat, dhe depozitave të kursimit në bankat tregëtare dhe institucionet e tjera financiare vendase që pranojnë depozita e shprehur si përqindje e PBB.	World Bank, World Development Indicators online (2013).
flow	Shuma e investimeve të huaja direkte dhe ndihmës zyrtare të zhvillimit si përqindje e PBB.	World Bank, World Development Indicators online (2013).
savr	Kursimi i brendshëm bruto ndaj PBB (%). Kursimi i brendshëm bruto llogaritet si PBB minus shpenzimet totale të konsumit.	World Bank, World Development Indicators online (2013).

Shtojca 2

Testet diagnostike të specifikimit 1 pa përcaktues të mundshëm të rritjes ekonomike afatgjatë

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.562137	Prob. F(1,8)	0.4749
Obs*R-squared	1.116116	Prob. Chi-Square(1)	0.2908

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 09/30/13 Time: 18:57

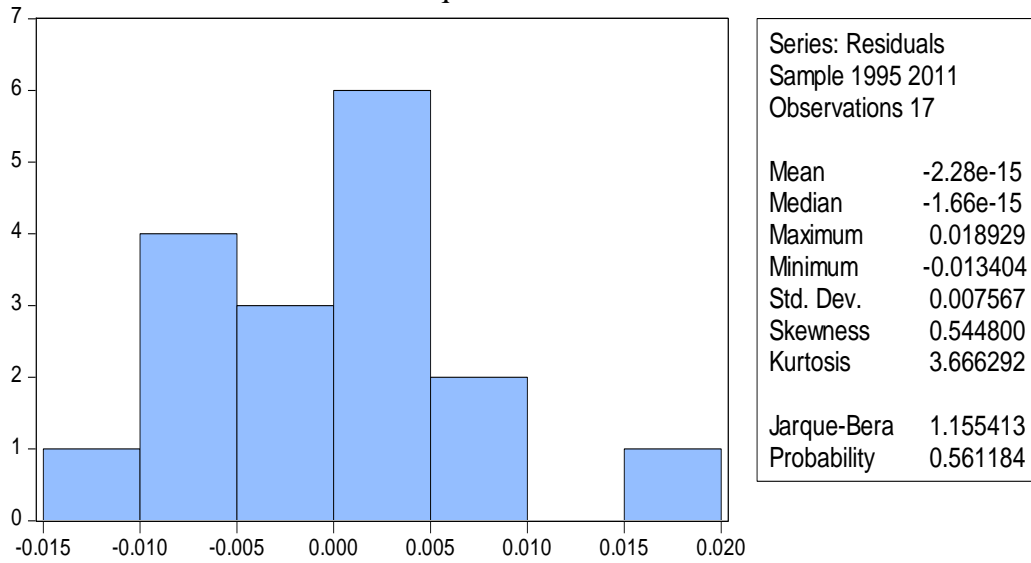
Sample: 1995 2011

Included observations: 17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.093637	1.085220	-0.086284	0.9334
T	0.000329	0.008174	0.040305	0.9688
LN(-1)	0.039929	0.187675	0.212756	0.8368
LNK(-1)	-0.027479	0.091180	-0.301371	0.7708
DUM	-0.003553	0.024124	-0.147275	0.8866
DLN(-1)	-0.001595	0.086845	-0.018364	0.9858
DLN(-2)	0.005083	0.065088	0.078091	0.9397
DLNK	-0.056707	0.183191	-0.309549	0.7648
RESID(-1)	-0.325460	0.434086	-0.749758	0.4749
R-squared	0.065654	Mean dependent var	-2.28E-15	
Adjusted R-squared	-0.868692	S.D. dependent var	0.007567	
S.E. of regression	0.010345	Akaike info criterion	-5.999623	
Sum squared resid	0.000856	Schwarz criterion	-5.558511	
Log likelihood	59.99680	Hannan-Quinn criter.	-5.955776	
F-statistic	0.070267	Durbin-Watson stat	1.853744	
Prob(F-statistic)	0.999447			

Testi Jarque-Bera i normalitetit



Testi ARCH

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.017424	Prob. F(1,14)	0.8969
Obs*R-squared	0.019888	Prob. Chi-Square(1)	0.8879

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 09/30/13 Time: 19:19

Sample (adjusted): 1996 2011

Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.55E-05	2.80E-05	1.979910	0.0677
RESID^2(-1)	-0.035301	0.267434	-0.131999	0.8969
R-squared	0.001243	Mean dependent var		5.37E-05
Adjusted R-squared	-0.070097	S.D. dependent var		9.37E-05
S.E. of regression	9.69E-05	Akaike info criterion		-15.52901
Sum squared resid	1.31E-07	Schwarz criterion		-15.43244
Log likelihood	126.2321	Hannan-Quinn criter.		-15.52407
F-statistic	0.017424	Durbin-Watson stat		2.008666
Prob(F-statistic)	0.896863			

Testi RESET i Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: ARDL_ËITHOUT_GROËTH_REGR

Specification: DLNY C T LNY(-1) LNK(-1) DUM DLNY(-1 TO -2) DLNK

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	1.614278	(2, 7)	0.2652
Likelihood ratio	6.447644	2	0.0398

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000289	2	0.000145
Restricted SSR	0.000916	9	0.000102
Unrestricted SSR	0.000627	7	8.96E-05
Unrestricted SSR	0.000627	7	8.96E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	59.41958	9
Unrestricted LogL	62.64340	7

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DLNY

Method: Least Squares

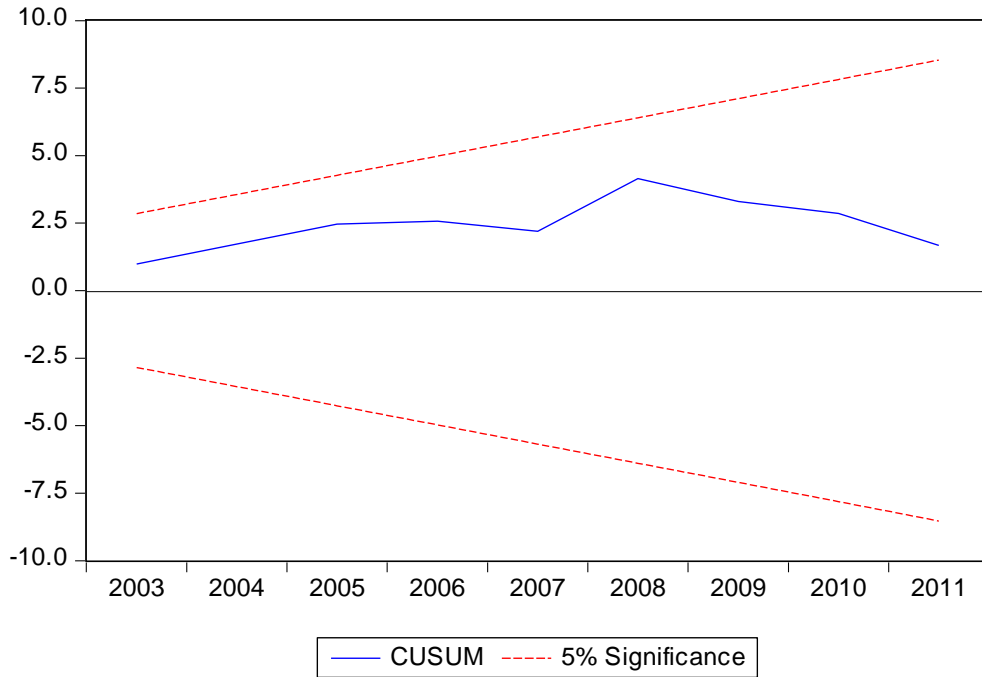
Date: 09/30/13 Time: 20:14

Sample: 1995 2011

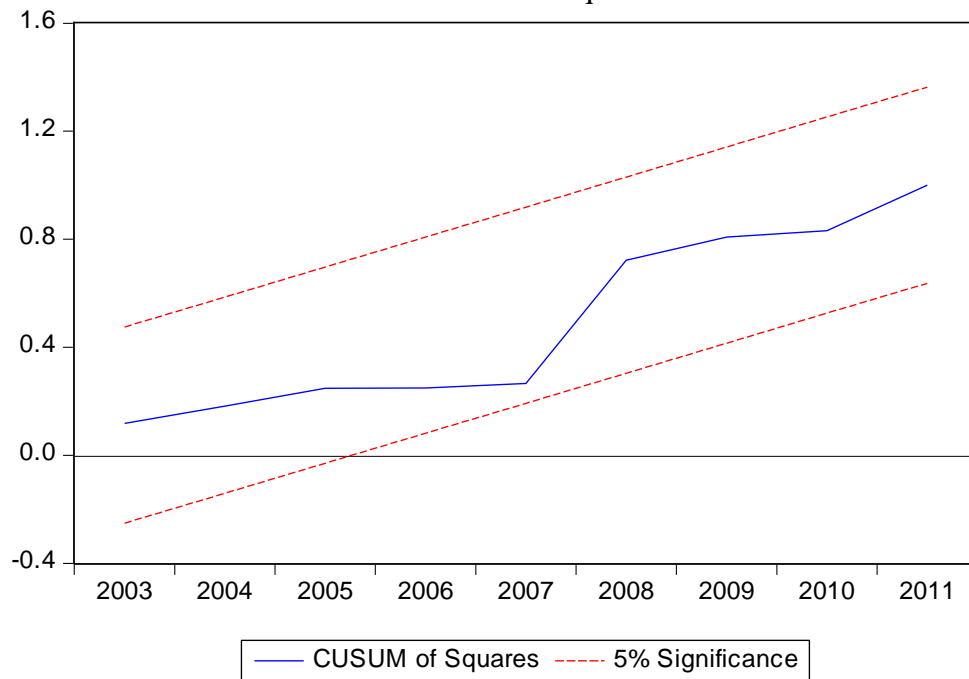
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.569433	9.920795	0.057398	0.9558
T	0.000839	0.042769	0.019608	0.9849
LNY(-1)	-0.163100	1.717645	-0.094955	0.9270
LNK(-1)	0.091126	0.479216	0.190156	0.8546
DUM	-0.525622	0.455627	-1.153624	0.2865
DLNY(-1)	0.099320	0.413630	0.240117	0.8171
DLNY(-2)	0.090901	0.086370	1.052454	0.3276
DLNK	-0.043323	0.602385	-0.071919	0.9447
FITTED^2	20.69128	26.25015	0.788235	0.4564
FITTED^3	-106.0686	103.3346	-1.026457	0.3388
R-squared	0.986525	Mean dependent var		0.053560
Adjusted R-squared	0.969200	S.D. dependent var		0.053929
S.E. of regression	0.009465	Akaike info criterion		-6.193341
Sum squared resid	0.000627	Schwarz criterion		-5.703216
Log likelihood	62.64340	Hannan-Quinn criter.		-6.144622
F-statistic	56.94169	Durbin-Watson stat		2.565569
Prob(F-statistic)	0.000010			

Testi CUSUM



Testi CUSUM of Squares



Testet diagnostike të specifikimit 3

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.526317	Prob. F(1,5)	0.5007
Obs*R-squared	1.523812	Prob. Chi-Square(1)	0.2170

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/19/13 Time: 22:00

Sample: 1996 2011

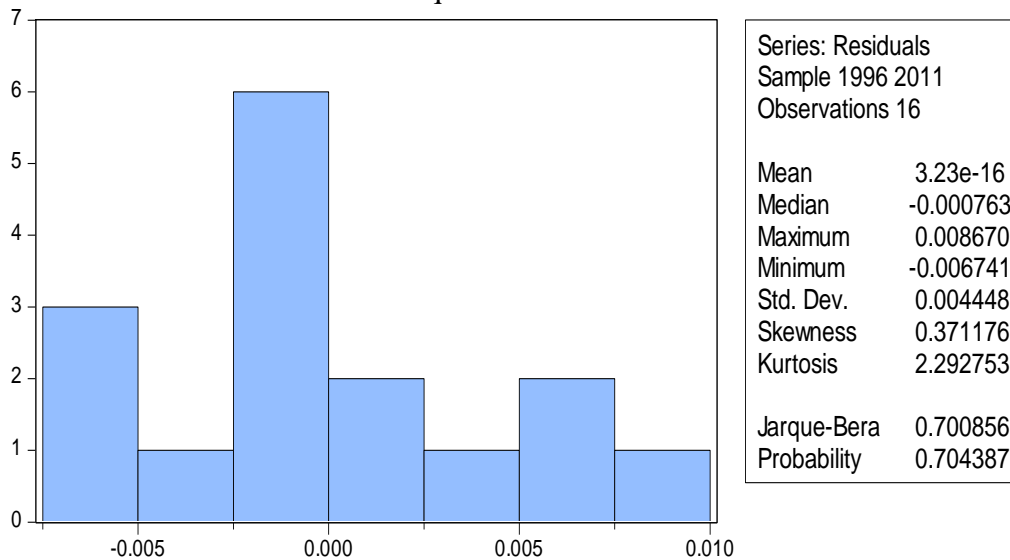
Included observations: 16

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.244340	1.063069	0.229844	0.8273
T	0.003871	0.013440	0.287985	0.7849
LN(-1)	0.015352	0.123666	0.124145	0.9060
INVR_T_I(-1)	0.166420	3.321822	0.050099	0.9620
M2R_T(-1)	-1.21E-06	8.66E-05	-0.013946	0.9894
LNK(-1)	-0.046687	0.095939	-0.486630	0.6471
DINVR_T_I	0.880439	6.069818	0.145052	0.8903
DINVR_T_I(-1)	0.666906	4.330424	0.154005	0.8836
DINVR_T_I(-2)	-0.123200	1.383494	-0.089050	0.9325
DM2R_T	-1.39E-05	8.40E-05	-0.165868	0.8748
RESID(-1)	-0.493924	0.680827	-0.725477	0.5007

R-squared	0.095238	Mean dependent var	3.23E-16
Adjusted R-squared	-1.714285	S.D. dependent var	0.004448
S.E. of regression	0.007328	Akaike info criterion	-6.782442
Sum squared resid	0.000268	Schwarz criterion	-6.251288
Log likelihood	65.25954	Hannan-Quinn criter.	-6.755243
F-statistic	0.052632	Durbin-Watson stat	1.984993
Prob(F-statistic)	0.999919		

Testi Jarque-Bera i normalitetit



Testi ARCH i heteroskedasticitetit

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.522308	Prob. F(1,13)	0.4827
Obs*R-squared	0.579385	Prob. Chi-Square(1)	0.4466

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 12/19/13 Time: 22:06
 Sample (adjusted): 1997 2011
 Included observations: 15 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.64E-05	7.44E-06	2.200904	0.0464
RESID^2(-1)	0.202766	0.280564	0.722709	0.4827
R-squared	0.038626	Mean dependent var		1.98E-05
Adjusted R-squared	-0.035326	S.D. dependent var		2.20E-05
S.E. of regression	2.23E-05	Akaike info criterion		-18.45635
Sum squared resid	6.49E-09	Schwarz criterion		-18.36194
Log likelihood	140.4226	Hannan-Quinn criter.		-18.45735
F-statistic	0.522308	Durbin-Watson stat		1.911834
Prob(F-statistic)	0.482659			

Testi RESET i Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ50_EXTE_SOLOW

Specification: DLNY C T LNY(-1) INVR_T_I(-1) M2R_T(-1) LNK(-1)

DINVR_T_I(TO -2) DM2R_T

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	1.347205	(2, 4)	0.3570
Likelihood ratio	8.239656	2	0.0162

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000119	2	5.97E-05
Restricted SSR	0.000297	6	4.95E-05
Unrestricted SSR	0.000177	4	4.43E-05
Unrestricted SSR	0.000177	4	4.43E-05

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	64.45887	6
Unrestricted LogL	68.57870	4

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DLNY

Method: Least Squares

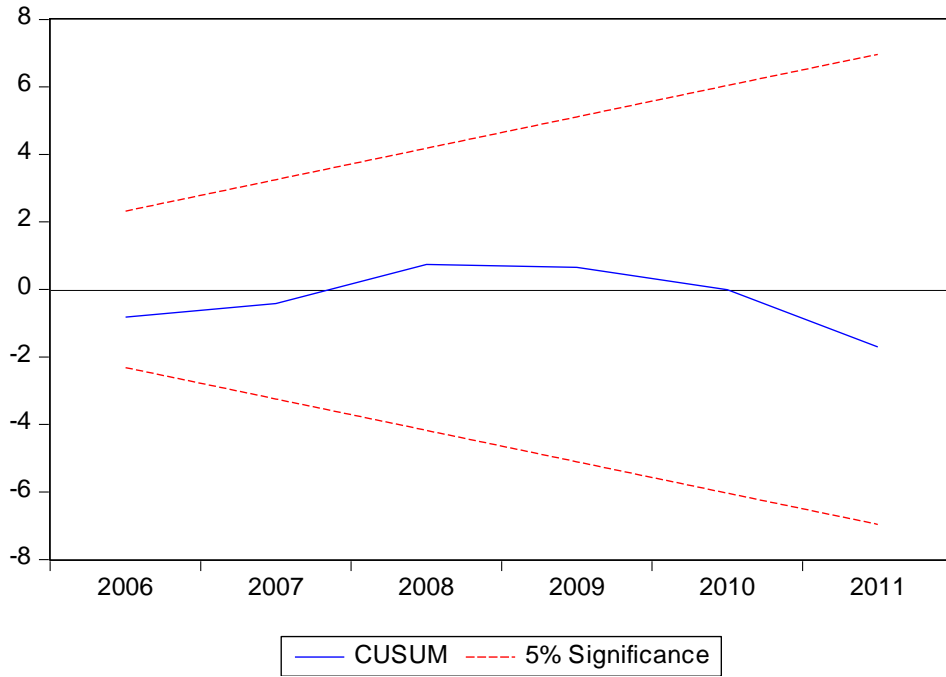
Date: 12/19/13 Time: 22:09

Sample: 1996 2011

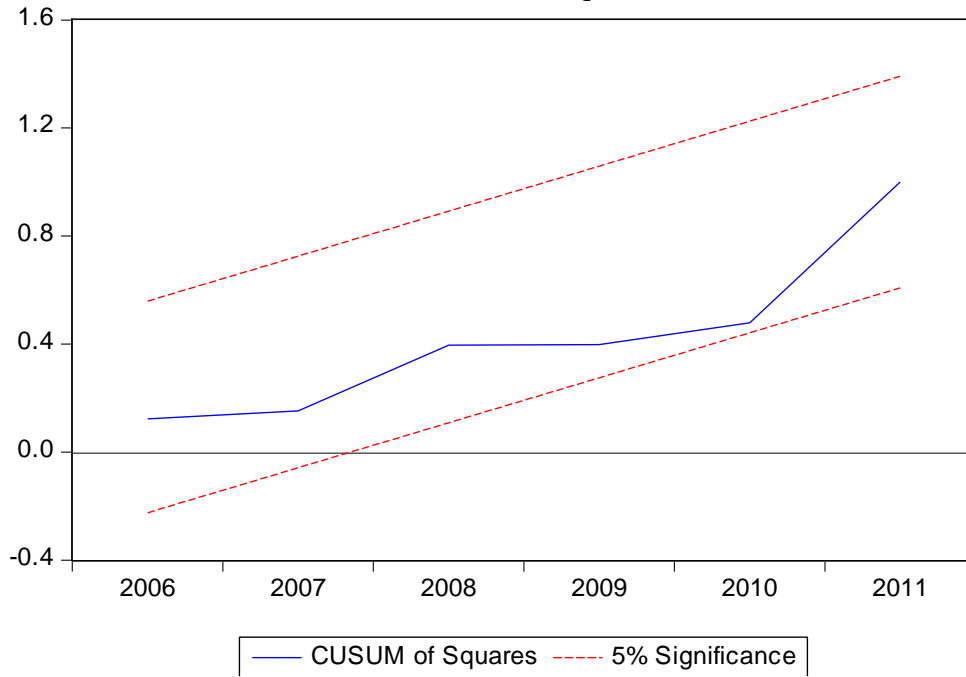
Included observations: 16

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.533615	4.827393	0.731992	0.5048
T	0.020814	0.027989	0.743650	0.4984
LNY(-1)	-0.536718	0.847438	-0.633342	0.5609
INVR_T_I(-1)	-21.34443	5.476372	-3.897549	0.0176
M2R_T(-1)	-0.000113	0.000108	-1.041360	0.3565
LNK(-1)	0.112779	0.271132	0.415954	0.6988
DINVR_T_I	-34.18704	8.810638	-3.880200	0.0178
DINVR_T_I(-1)	5.937132	15.42076	0.385009	0.7198
DINVR_T_I(-2)	-5.382236	2.632074	-2.044865	0.1103
DM2R_T	-7.48E-05	0.000120	-0.620782	0.5684
FITTED^2	0.349273	3.568396	0.097880	0.9267
FITTED^3	63.03798	53.57968	1.176528	0.3046
R-squared	0.995528	Mean dependent var		0.048527
Adjusted R-squared	0.983228	S.D. dependent var		0.051409
S.E. of regression	0.006658	Akaike info criterion		-7.072337
Sum squared resid	0.000177	Schwarz criterion		-6.492896
Log likelihood	68.57870	Hannan-Quinn criter.		-7.042665
F-statistic	80.94151	Durbin-Watson stat		3.022275
Prob(F-statistic)	0.000353			

Testi CUSUM



Testi CUSUM of Squares



Testet diagnostike të modelit të investimit (me variabla të shumëzuar me trendin kohor)

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.028156	Prob. F(1,9)	0.8705
Obs*R-squared	0.053018	Prob. Chi-Square(1)	0.8179

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/24/13 Time: 18:20

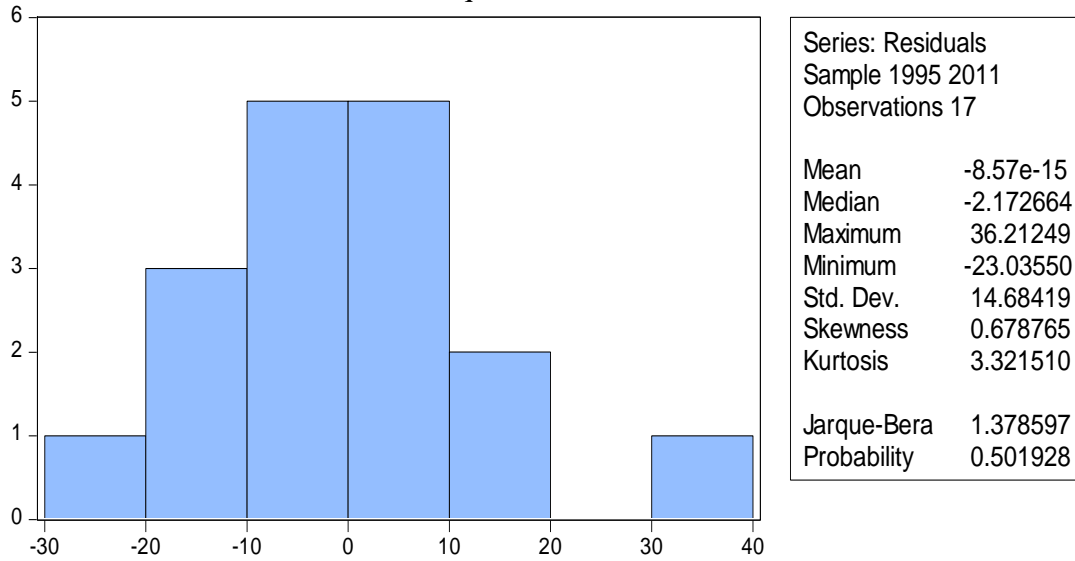
Sample: 1995 2011

Included observations: 17

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.843701	35.28483	0.023911	0.9814
T	-0.276874	6.644115	-0.041672	0.9677
DREMR_T	-0.001560	0.284923	-0.005477	0.9957
DM2R_T	0.007710	0.173122	0.044537	0.9654
INFL_T	-0.002741	0.210504	-0.013021	0.9899
SAVR_T	0.003764	0.149662	0.025153	0.9805
INTV_T	1.17E-05	0.000350	0.033348	0.9741
RESID(-1)	0.063250	0.376940	0.167798	0.8705
R-squared	0.003119	Mean dependent var	-8.57E-15	
Adjusted R-squared	-0.772233	S.D. dependent var	14.68419	
S.E. of regression	19.54837	Akaike info criterion	9.088849	
Sum squared resid	3439.249	Schwarz criterion	9.480949	
Log likelihood	-69.25521	Hannan-Quinn criter.	9.127824	
F-statistic	0.004022	Durbin-Watson stat	1.897884	
Prob(F-statistic)	1.000000			

Testi Jarque-Bera i normalitetit



Testi ARCH i heteroskedasticitetit

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	1.074977	Prob. F(1,14)	0.3174
Obs*R-squared	1.140939	Prob. Chi-Square(1)	0.2855

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/24/13 Time: 18:23

Sample (adjusted): 1996 2011

Included observations: 16 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	265.4897	98.04924	2.707718	0.0170
RESID^2(-1)	-0.267147	0.257663	-1.036811	0.3174

R-squared	0.071309	Mean dependent var	209.4402
Adjusted R-squared	0.004974	S.D. dependent var	328.0163
S.E. of regression	327.1995	Akaike info criterion	14.53549
Sum squared resid	1498833.	Schwarz criterion	14.63206
Log likelihood	-114.2839	Hannan-Quinn criter.	14.54043
F-statistic	1.074977	Durbin-Watson stat	1.920858
Prob(F-statistic)	0.317401		

Testi RESET i Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ03_INVRT_CHAN

Specification: INVR_T C T DREMR_T DM2R_T INFL_T SAVR_T INTV_T

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	1.876451	(2, 8)	0.2147
Likelihood ratio	6.539197	2	0.0380

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	1101.647	2	550.8233
Restricted SSR	3450.009	10	345.0009
Unrestricted SSR	2348.362	8	293.5453
Unrestricted SSR	2348.362	8	293.5453

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-69.28176	10
Unrestricted LogL	-66.01217	8

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: INVR_T

Method: Least Squares

Date: 12/24/13 Time: 18:30

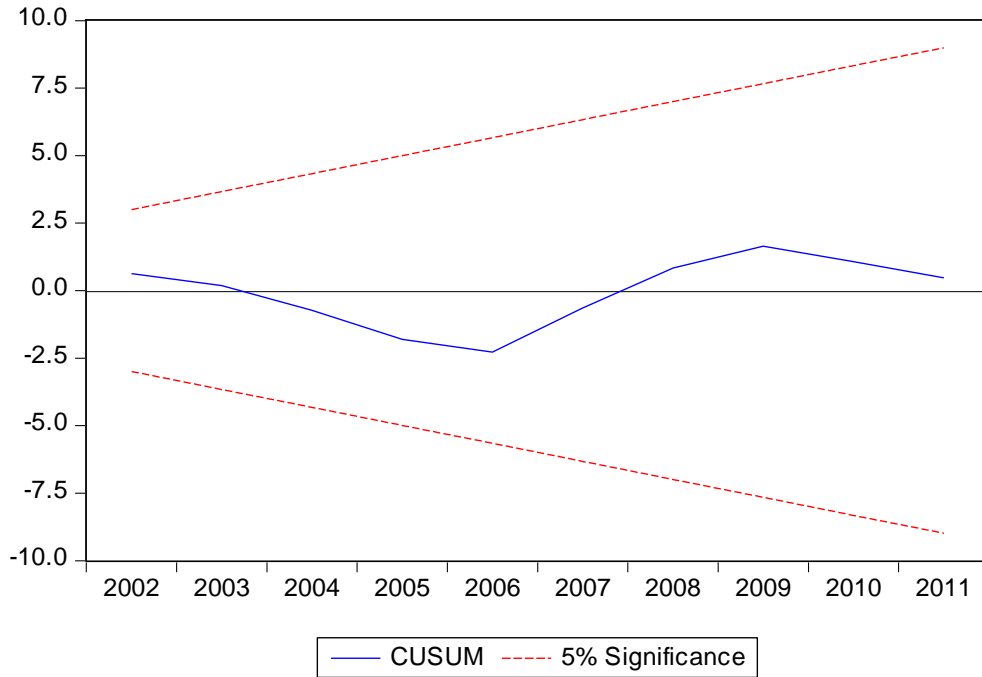
Sample: 1995 2011

Included observations: 17

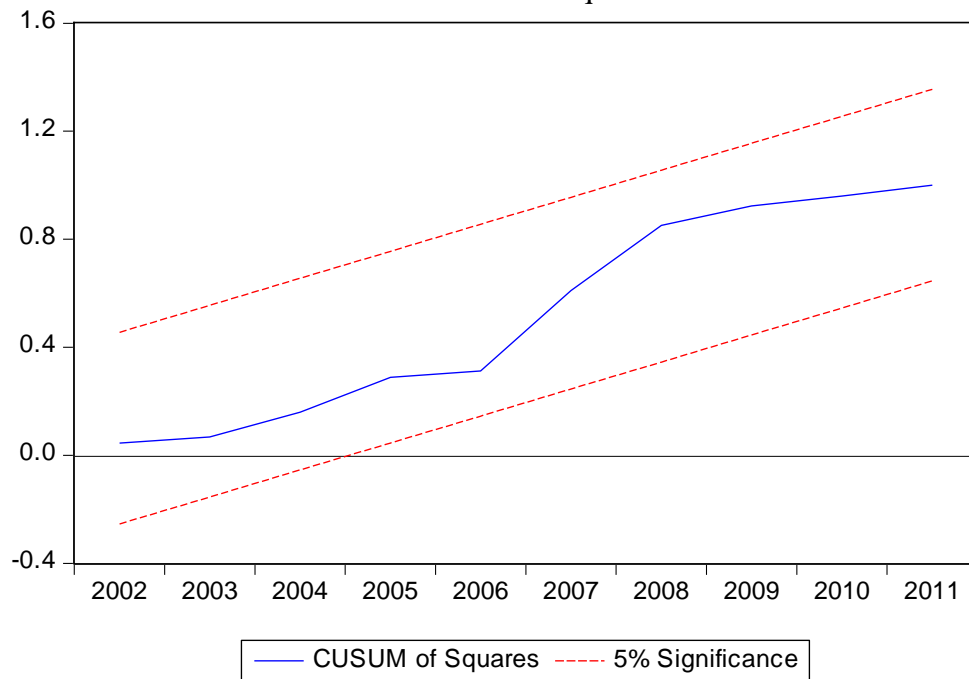
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23.73045	66.72039	0.355670	0.7313
T	7.583399	5.986660	1.266716	0.2409
DREMR_T	0.453977	0.572509	0.792961	0.4507
DM2R_T	0.162280	0.526524	0.308211	0.7658
INFL_T	-0.173287	0.217320	-0.797381	0.4482
SAVR_T	-0.258718	0.555929	-0.465379	0.6541
INTV_T	-0.001309	0.001771	-0.739166	0.4809
FITTED^2	0.006300	0.004509	1.397269	0.1999
FITTED^3	-7.11E-06	5.41E-06	-1.313177	0.2255

R-squared	0.994160	Mean dependent var	278.5521
Adjusted R-squared	0.988320	S.D. dependent var	158.5285
S.E. of regression	17.13316	Akaike info criterion	8.824961
Sum squared resid	2348.362	Schwarz criterion	9.266074
Log likelihood	-66.01217	Hannan-Quinn criter.	8.868808
F-statistic	170.2260	Durbin-Watson stat	1.302730
Prob(F-statistic)	0.000000		

Testi CUSUM



Testi CUSUM of Squares



Testet diagnostike të modelit të investimit (variablat nuk janë të shumëzuar me trendin kohor)

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.618630	Prob. F(1,9)	0.4518
Obs*R-squared	1.157684	Prob. Chi-Square(1)	0.2819

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/24/13 Time: 19:14

Sample: 1994 2011

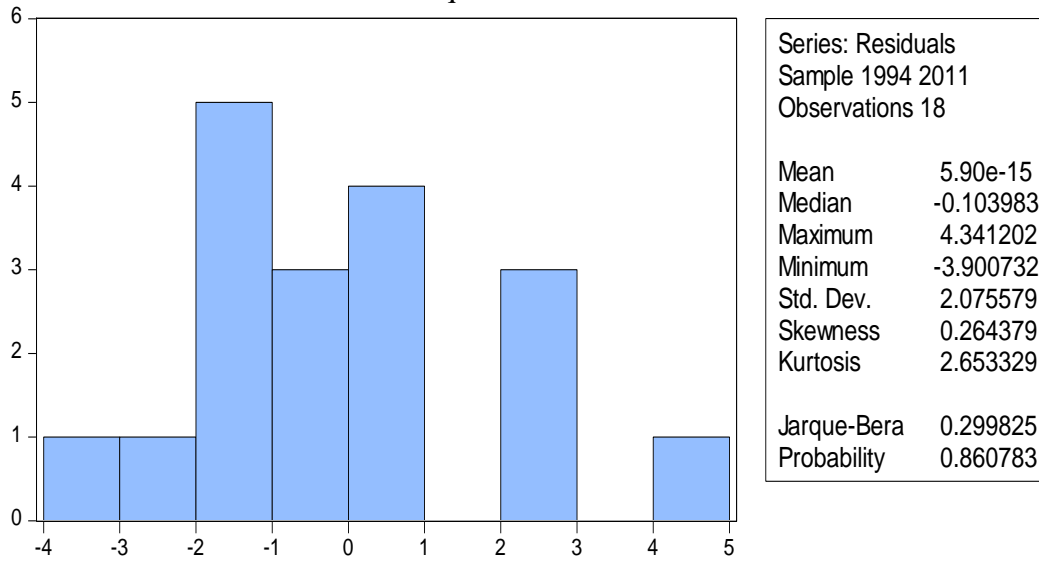
Included observations: 18

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.057128	10.02082	0.205285	0.8419
DREMR	-0.070275	0.280468	-0.250564	0.8078
M2R	-0.029998	0.105949	-0.283133	0.7835
DTROR	0.071842	0.187891	0.382363	0.7111
INFL	-0.011959	0.138986	-0.086047	0.9333
SAVR	-0.024203	0.216408	-0.111842	0.9134
INTV	-0.000115	0.006187	-0.018555	0.9856
DUM	-0.471045	3.712540	-0.126880	0.9018
RESID(-1)	0.307342	0.390756	0.786530	0.4518

R-squared	0.064316	Mean dependent var	5.90E-15
Adjusted R-squared	-0.767403	S.D. dependent var	2.075579
S.E. of regression	2.759352	Akaike info criterion	5.174721
Sum squared resid	68.52619	Schwarz criterion	5.619907
Log likelihood	-37.57249	Hannan-Quinn criter.	5.236106
F-statistic	0.077329	Durbin-Watson stat	1.953854
Prob(F-statistic)	0.999285		

Testi Jarque-Bera i normalitetit



Testi ARCH i heteroskedasticitetit

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.004422	Prob. F(1,15)	0.9479
Obs*R-squared	0.005011	Prob. Chi-Square(1)	0.9436

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/24/13 Time: 19:15

Sample (adjusted): 1995 2011

Included observations: 17 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.340535	1.745877	2.486163	0.0252
RESID^2(-1)	-0.017056	0.256478	-0.066502	0.9479

R-squared	0.000295	Mean dependent var	4.268765
Adjusted R-squared	-0.066352	S.D. dependent var	5.479531
S.E. of regression	5.658401	Akaike info criterion	6.414291
Sum squared resid	480.2626	Schwarz criterion	6.512316
Log likelihood	-52.52147	Hannan-Quinn criter.	6.424035
F-statistic	0.004422	Durbin-Watson stat	1.986469
Prob(F-statistic)	0.947857		

Testi RESET i Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ12_INVR_CHAN

Specification: INVR C DREMR M2R DTROR INFL SAVR INTV DUM

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	0.510142	(2, 8)	0.6187
Likelihood ratio	2.160616	2	0.3395

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	8.283770	2	4.141885
Restricted SSR	73.23645	10	7.323645
Unrestricted SSR	64.95268	8	8.119085
Unrestricted SSR	64.95268	8	8.119085

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-38.17079	10
Unrestricted LogL	-37.09048	8

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: INVR

Method: Least Squares

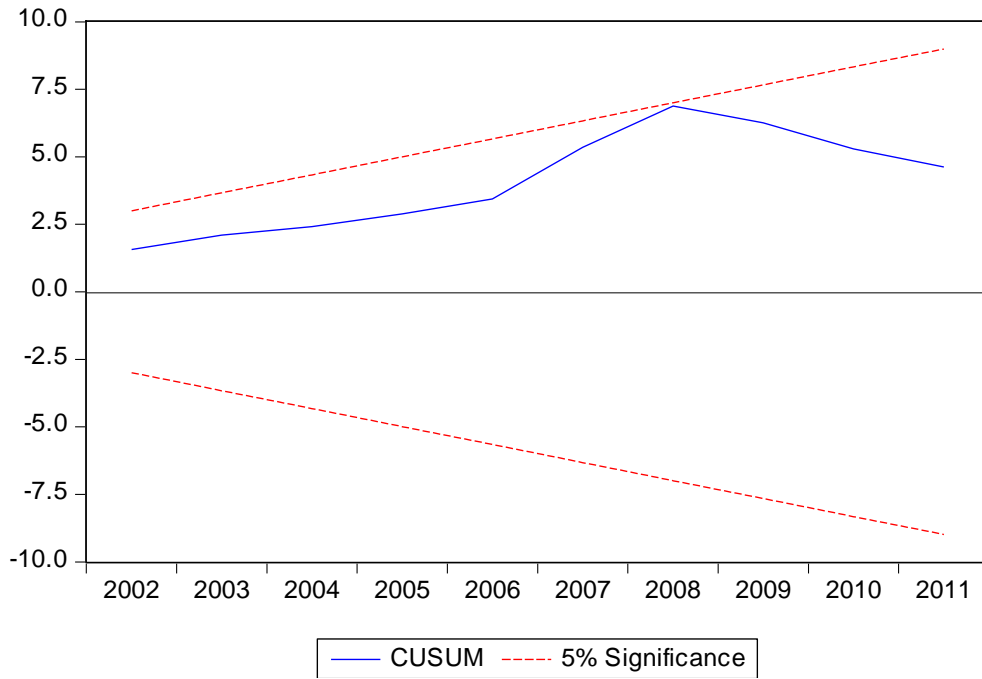
Date: 12/24/13 Time: 19:17

Sample: 1994 2011

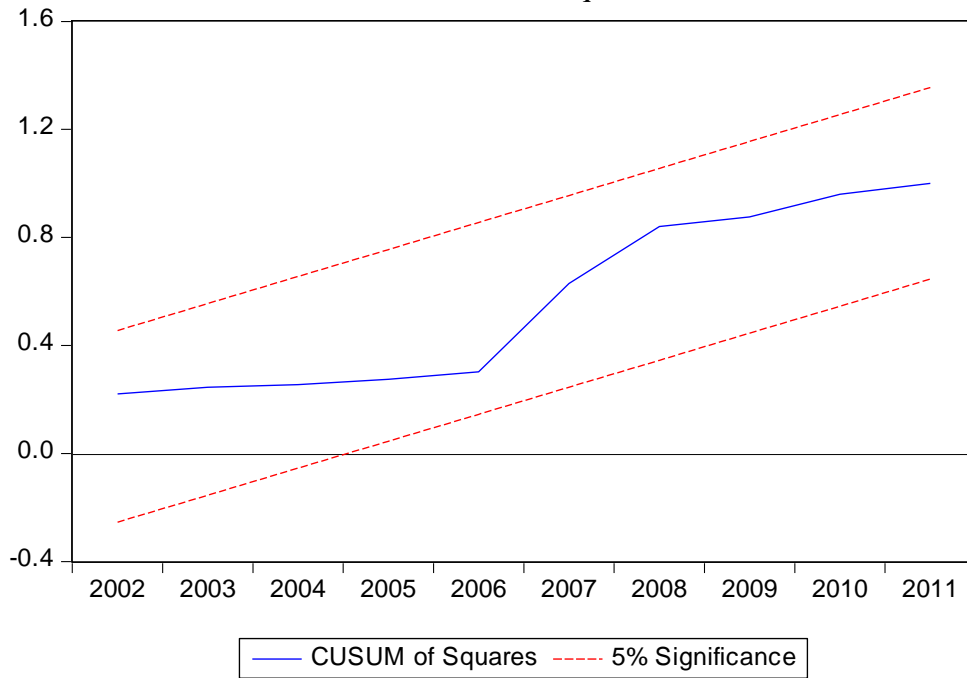
Included observations: 18

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	275.4033	353.1423	0.779865	0.4579
DREMR	4.778382	6.734176	0.709572	0.4981
M2R	-8.736460	12.08618	-0.722847	0.4904
DTROR	10.24155	14.11321	0.725671	0.4887
INFL	1.483328	2.180114	0.680390	0.5155
SAVR	-17.95379	24.74192	-0.725642	0.4887
INTV	-0.289252	0.399932	-0.723254	0.4901
DUM	24.20389	37.45127	0.646277	0.5362
FITTED^2	1.526698	2.146817	0.711145	0.4972
FITTED^3	-0.020389	0.030019	-0.679224	0.5162
R-squared	0.824371	Mean dependent var		23.47841
Adjusted R-squared	0.626788	S.D. dependent var		4.664184
S.E. of regression	2.849401	Akaike info criterion		5.232275
Sum squared resid	64.95268	Schwarz criterion		5.726926
Log likelihood	-37.09048	Hannan-Quinn criter.		5.300481
F-statistic	4.172279	Durbin-Watson stat		2.108720
Prob(F-statistic)	0.028296			

Testi CUSUM



Testi CUSUM of Squares



Testet diagnostike të modelit të zhvillimit financiar

Testi Breusch-Godfrey i korrelacionit serial

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.562484	Prob. F(1,2)	0.5315
Obs*R-squared	3.292610	Prob. Chi-Square(1)	0.0696

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 12/21/13 Time: 21:01

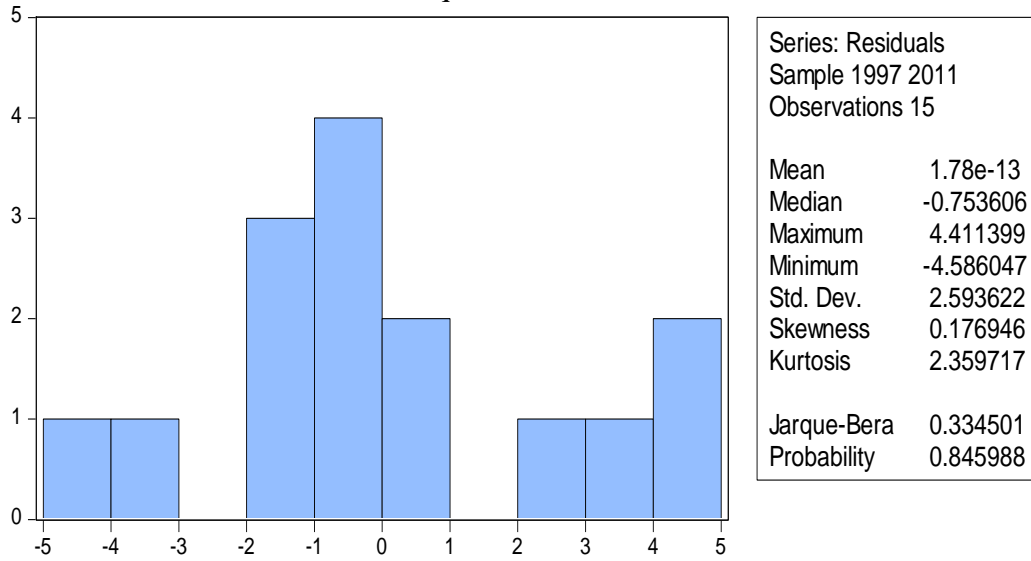
Sample: 1997 2011

Included observations: 15

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.96372	40.76369	0.318021	0.7806
M2R_T(-1)	0.227641	0.536804	0.424068	0.7128
REMR_T(-1)	-0.237037	0.688322	-0.344370	0.7634
TROR_T(-1)	-0.151141	0.340633	-0.443707	0.7006
FLOW_T(-1)	-0.192448	0.541477	-0.355413	0.7563
DM2R_T(-1)	-0.061203	0.267523	-0.228778	0.8403
DM2R_T(-2)	-0.005339	0.296103	-0.018032	0.9873
DREMR_T	-0.235740	0.496937	-0.474386	0.6820
DTROR_T	-0.100185	0.185146	-0.541113	0.6426
DTROR_T(-1)	0.061700	0.160221	0.385093	0.7373
DTROR_T(-2)	0.046665	0.138136	0.337821	0.7677
DFLOW_T	-0.300693	0.826045	-0.364015	0.7507
RESID(-1)	-0.760549	1.014080	-0.749989	0.5315
R-squared	0.219507	Mean dependent var		1.78E-13
Adjusted R-squared	-4.463448	S.D. dependent var		2.593622
S.E. of regression	6.062337	Akaike info criterion		6.160498
Sum squared resid	73.50385	Schwarz criterion		6.774142
Log likelihood	-33.20374	Hannan-Quinn criter.		6.153961
F-statistic	0.046874	Durbin-Watson stat		2.693409
Prob(F-statistic)	0.999888			

Testi Jarque-Bera i normalitetit



Testi ARCH i heteroskedasticitetit

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	2.748214	Prob. F(1,12)	0.1233
Obs*R-squared	2.608790	Prob. Chi-Square(1)	0.1063

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/21/13 Time: 21:14

Sample (adjusted): 1998 2011

Included observations: 14 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.022695	2.511212	1.601894	0.1352
RESID^2(-1)	0.422239	0.254702	1.657774	0.1233

R-squared	0.186342	Mean dependent var	6.686308
Adjusted R-squared	0.118537	S.D. dependent var	7.691308
S.E. of regression	7.221080	Akaike info criterion	6.923450
Sum squared resid	625.7280	Schwarz criterion	7.014744
Log likelihood	-46.46415	Hannan-Quinn criter.	6.914999
F-statistic	2.748214	Durbin-Watson stat	2.043159
Prob(F-statistic)	0.123254		

Testi RESET i Ramsey

Ramsey RESET Test

Equation: EQ02_M2R_T_CHAN

Specification: DM2R_T C M2R_T(-1) REMR_T(-1) TROR_T(-1) FLOW_T(-1) DM2R_T(-1 TO -2) DREMR_T DTROR_T(TO -2) DFLOW_T

Omitted Variables: Powers of fitted values from 2 to 3

	Value	df	Probability
F-statistic	0.514355	(2, 1)	0.7021
Likelihood ratio	10.61100	2	0.0050

F-test summary:

	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	47.75450	2	23.87725
Restricted SSR	94.17623	3	31.39208
Unrestricted SSR	46.42173	1	46.42173
Unrestricted SSR	46.42173	1	46.42173

LR test summary:

	Value	df
Restricted LogL	-35.06246	3
Unrestricted LogL	-29.75696	1

Unrestricted Test Equation:

Dependent Variable: DM2R_T

Method: Least Squares

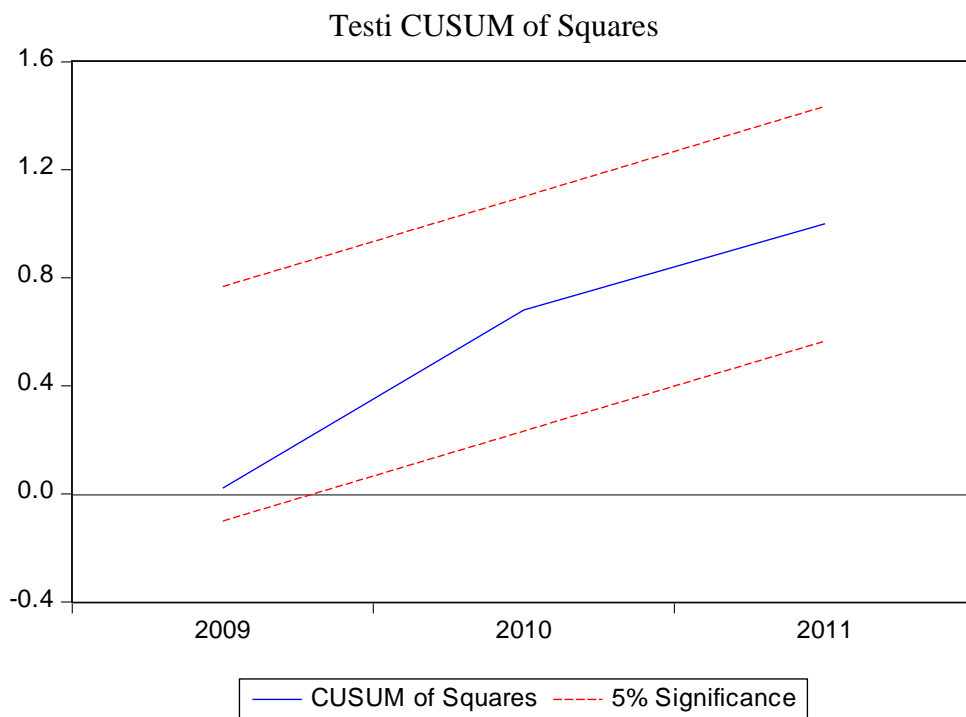
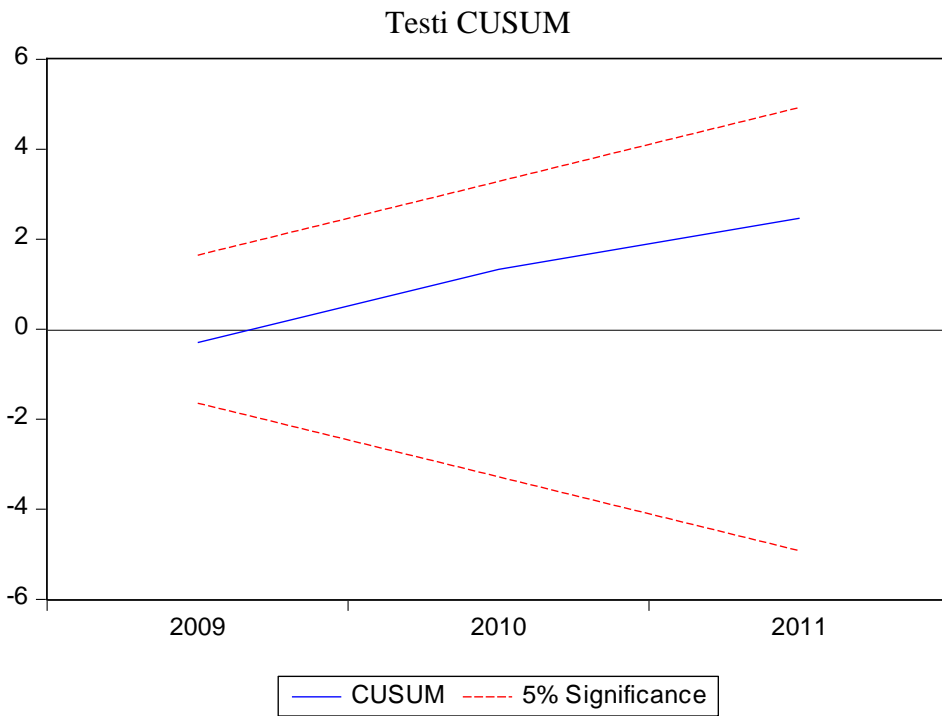
Date: 12/24/13 Time: 18:58

Sample: 1997 2011

Included observations: 15

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-63.82136	95.53196	-0.668063	0.6251
M2R_T(-1)	-7.437949	6.852805	-1.085388	0.4739
REMR_T(-1)	8.767400	8.015144	1.093854	0.4715
TROR_T(-1)	5.016131	4.626280	1.084269	0.4743
FLOW_T(-1)	5.670168	5.218107	1.086633	0.4736
DM2R_T(-1)	0.668998	0.747186	0.895356	0.5351
DM2R_T(-2)	-3.104731	2.705855	-1.147412	0.4564
DREMR_T	6.184852	5.689752	1.087016	0.4735
DTROR_T	3.289952	3.014504	1.091374	0.4722
DTROR_T(-1)	-1.490068	1.412778	-1.054708	0.4831
DTROR_T(-2)	-2.236032	2.048441	-1.091577	0.4721
DFLOW_T	11.72491	10.63720	1.102255	0.4691
FITTED^2	-0.006716	0.018082	-0.371423	0.7736
FITTED^3	1.70E-05	6.25E-05	0.272025	0.8309

R-squared	0.997686	Mean dependent var	90.57970
Adjusted R-squared	0.967610	S.D. dependent var	37.85790
S.E. of regression	6.813350	Akaike info criterion	5.834261
Sum squared resid	46.42173	Schwarz criterion	6.495108
Log likelihood	-29.75696	Hannan-Quinn criter.	5.827222
F-statistic	33.17191	Durbin-Watson stat	2.785069
Prob(F-statistic)	0.135166		



Bibliografia

- Abdih, Y., Chami, R., Dagher, J. and Montiel, P. (2008). Remittances and Institutions: Are Remittances a Curse? IMF Working Papers 08/29. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Acemogly, D. (2009). *Introduction to Modern Economic Growth*. New Jersey: Princeton University Press.
- Ahmed, J., Zaman, K. and Ali Shah, I. (2011). An empirical analysis of remittances-growth nexus in Pakistan using bounds testing approach. *Journal of Economics and International Finance*. Vol. 3, No. 3, pp. 176-186.
- Ahortor, C.R.K. and Adenutsi, D.E. (2009). The impact of Remittances on Economic Growth in Small-Open Developing Economies. *Journal of Applied Sciences*. Vol. 9, No. 18, pp. 3275-3286.
- Ang, J. B. (2007). Are saving and investment cointegrated? The case of Malaysia (1965-2003). *Applied Economics*, 39, pp. 2167-2174.
- Asteriou, D. and Hall, S. G. (2011). *Applied Econometrics*. (2nd edn). New York: PALGRAVE MACMILLAN.
- Barajas, A., Chami, R., Fullenkamp, C., Gapen, M. and Montiel, P. (2009). Do workers' remittances promote economic growth? IMF Working Paper 09/153. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bardsen, G (1989). Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 51, No. 3, pp. 345-350.
- Ben Mim, S. and Ben Ali S. M. (2012). Through Which Channels Can Remittances Spur Economic Growth in MENA Countries?, *Economics*, No. 2012-8. Available at <http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2012-8> [Accessed 7 September 2012].
- Blin, M. and Ouattara, B. (2009). Foreign Direct Investment and Economic Growth in Mauritius: Evidence from Bounds Test Cointegration. *Économie internationale* 117, pp. 47-61.
- Brahmasrene, T. and Jiranyakul, K. (2009). Capital Mobility In Asia: Evidence From Bounds Testing of Cointegration Between Savings and Investment. *Journal of the Asia Pacific Economy*. Vol. 14, No.3, pp. 262-269.
- Calero, C., Bedi, S. A. and Sparrow, R. (2008). Remittances, Liquidity Constraints and Human Capital Investments in Ecuador. IZA Discussion Paper No. 3358. Bonn: IZA.
- Carletto, G., Davis, B., Stampini, M., Trento, S. and Zezza, A. (2004) Internal Mobility and International Migration. ESA Working Paper 04-13, FAO, Rome.
- Catrinescu, N., León-Ledesma, M., Piracha, M. and Quillin, B. (2006). Remittances, Institutions, and Economic Growth. IZA Discussion Paper No. 2139. Bonn: IZA.
- Chami, R., Barajas, A., Cosimano, T., Fullenkamp, C., Gapen, M. and Montiel, P. (2008). Macroeconomic Consequences of Remittances. International Monetary Fund Occasional Paper No. 259. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Chami, R., Fullenkamp, C. and Jahjah, S. (2003). Are Immigrant Remittance Flows a Source of Capital for Development? IMF Working Paper 03/189. Washington, DC: International Monetary Fund.

- Chang, T., Ho, Y. and Huang, C. (2005). A Reexamination of South Korea's Aggregate Import Demand Function: The Bounds Test Analysis. *Journal of Economic Development*. Vol. 30, No. 1, pp. 119-128.
- Choong, C. K., Zulkornain, Y. and Venus, L. K. S. (2005). Export-Led Growth Hypothesis in Malaysia: An Investigation Using Bounds Test. *Sunway Academic Journal* 2, 13-22.
- Claessens, S. and Kose, M. A. (2013). Financial Crises: Explanations, Types, and Implications. IMF Working Paper 13/28. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Dornbusch, R., Fischer, S. and Startz, R. (2008). *Macroeconomics*. (10th edn). New York: McGraw-Hill/Irwin.
- Durmaz, N. and Lee, J. (2013). An Empirical Analysis of Import Demand Function for Turkey: An ARDL Bounds Testing Approach. University of Houston-Victoria Economics & Finance Working Paper Series. UHV-WP 2013-01.
- Dzansi, J. (2013). Impact of Remittances on Domestic Investment: the Role of Institutional and Financial Development. *Global Review of Accounting and Finance*. Vol. 4, No. 2, pp. 65-84.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, pp. 813-836.
- Gaikwad, P. S. and Fathipour, G. (2013). The Impact of Foreign Direct Investment (FDI) on Gross Domestic Production (GDP) in Indian Economy. *Information Management and Business Review*. Vol. 5, No. 8, pp. 411-416.
- Giuliano, P. and Ruiz-Arranz, M. (2009). Remittances, financial development, and growth. *Journal of Development Economics*. 90, pp. 144-152.
- Gjini, A. (2013). The Role of Remittances on Economic Growth: An Empirical Investigation Of 12 CEE Countries. *International Business & Economics Research Journal*. Vol. 12, No. 2, pp. 193-204.
- Hassan, G. M. (2011). *Growth Effects of Remittances: Cross-Country and Time Series Analysis*. PhD thesis. University of Western Sydney. Available from: <http://handle.uws.edu.au:8081/1959.7/500489> [Accessed 13 October 2012].
- Hassan, G., Shakur, Sh. and Bhuyan, M. (2012). Nonlinear growth effect of remittances in recipient countries: an econometric analysis of remittances-growth nexus in Bangladesh. MPRA Paper No. 40086. Munich.
- Hill, R. C., Griffiths, W. E. and Lim, G. C. (2010). *Principles of Econometrics*. (4th edn). New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Hoxha Kalaj, E. (2010). Remittances and human capital investment: Evidence from Albania. Paper prepared for presentation at the World Bank International Conference 'On Poverty and Social Inclusion in the Western Balkans, WBalkans 2010', Brussels, Belgium, December 14-15, 2010.
- Imai, K., Gaiha, R., Ali, A. and Kaicker, N. (2011). Remittances, Growth and Poverty: New Evidence from Asian Countries. The University of Manchester Economics Discussion Paper Series EDP-1125. Manchester.
- Javaid, H. Sh. (2011). Dutch Disease Investigated: Empirical Evidence from Selected South-East Asian Economies. *Journal of Economic Cooperation and Development*. Vol. 32, No. 4, pp. 51-74.
- Jeon, Y. (2009). Balance-of-payment constrained growth: the case of China, 1979-2002. *International Review of Applied Economics*. Vol. 23, No. 2, pp. 135-146.

- Jongwanich, J. (2007). Workers' Remittances, Economic Growth and Poverty in Developing Asia and the Pacific Countries. UNESCAP Working Paper 07/01.
- Kalluci, I. (2011). Analysis of the Albanian banking system in a risk-performance framework. The 3rd Annual South-Eastern European Economic Research Workshop, Athens 19-21 November 2009.
- Karagöz, K. (2009). Workers' Remittances and Economic Growth: Evidence from Turkey. *Journal of Yasar University*. Vol. 4, No. 13, pp. 1891-1908.
- Korovilas, J. (1999). The Albanian economy in transition: the role of remittances and Pyramid investment schemes. *Post-Communist Economies*. Vol. 11, No. 3, pp. 399-415.
- Kota, V. (2009). Determinants of economic growth in Albania. Economic Bulletin volume 12 number 4. Tirana: Bank of Albania.
- Kumar, S. and Pacheco, G. (2010). What Determines the Long run Growth in Kenya? EERI Research Paper Series No 16/2010. Brussels: Economics and Econometrics Research Institute.
- Lartey, E., Mandelman, F. and Acosta, P. (2008). Remittances, Exchange Rate Regimes, and the Dutch Disease: A Panel Data Analysis. Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper 2008-12. Atlanta.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*. Vol. 22, No. 1, pp. 3-42.
- Mahadeva, L. and Robinson, P. (2004). Unit Root Testing to Help Model Building. London: Bank of England.
- Mankiw, N. G. (2012). *Macroeconomics*. (8th edn). New York: Worth Publishers.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992). A Contribution To The Empirics Of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.
- Martin, P., Martin, S. and Pastore, F. (2002). Best Practice Options: Albania. *International Migration*, Vol. 40, No. 3, pp. 103-118.
- Meka, E. and Meka (Taçi), S. (2012). Albanian financial system in front of global & financial crisis - a new approach to ensure long-term sustainability. *Bulletini shkencor nr 2*. Peja: dukagjinicollege, pp. 321-326.
- Montiel, P. and Hinkle, L. (1999). *Exchange Rate Misalignment: Concept and Measurement for Developing Countries*. New York: Oxford University Press.
- Narayan, P. K. (2004). Fiji's tourism demand: the ARDL approach to cointegration. *Tourism Economics*. Vol. 10, No. 2, pp. 193-206.
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37, pp. 1979-1990.
- Narayan, P. K. and Narayan, S. (2006). Savings behavior in Fiji: an empirical assessment using the ARDL approach to cointegration. *International Journal of Social Economics*. Vol. 33, No. 7, pp. 468-480.
- Nelson, R. and Phelps, E. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *The American Economic Review*. Vol. 56, No. 1/2, pp. 69-75.
- Nikas, C. and King, R. (2005). Economic growth through remittances: Lessons from the Greek experience of the 1960s applicable to the Albanian case. *Journal of Southern Europe and the Balkans*. Vol. 7, No. 2, pp. 235-57.
- Pahlavani, M., Wilson, E. and Worthington, A.C. (2005). Trade-GDP nexus in Iran: An application of the autoregressive distributed lag (ARDL) model. Faculty of Commerce

Papers, University of Wollongong, Australia. <http://ro.uow.edu.au/commpapers/144/> [Accessed: 10 September 2013].

Pattichis, C. A. (1999). Price and income elasticities of disaggregated import demands: results from UECMs and an application. *Applied Economics*, 31, pp. 1061-1071.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. *Chapter 11 in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Strom S (ed). Cambridge University Press: Cambridge.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp 289-326.

Ramirez, M. D. (2011). Remittances Flows and Economic Growth in Mexico: A single Break Unit Root and Cointegration Analysis. Trinity College Department of Economics Working Paper 11-06. Hartford Connecticut.

Rao, B. B. (2008). Estimates of the Steady State Growth Rates for Selected Asian Countries with an Extended Solow Model. MPRA Paper No. 9724. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/9724/>.

Rao, B. B. (2010). Time-series econometrics of growth-models: a guide for applied economists. *Applied Economics*, 42, pp. 73-86.

Rao, B. B. and Cooray, A. (2009). How useful is Growth Literature for Policies in the Developing Countries? MRPA Paper No. 14573. Munich. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/14573/>.

Rao, B. B. and Hassan, G. (2009). A panel data analysis of the growth effects of remittances. MRPA Paper No. 18021. Munich. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/18021/>

Rao, B. B. and Takirua, T. (2006). The effects of exports, aid and remittances on output: The case of Kiribati. MPRA Paper No. 1548. Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/1548/>.

Ratha, D. (2003). Workers' Remittances: An Important and Stable Source of External Development Finance. *Global Development Finance 2003*. Washington, DC: World Bank.

Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*. Vol. 98, No. 5, pp. S71-S102.

Sala-I-Martin, X. (1997). I Just Run Two Million Regressions. *The American Economic Review*. Vol. 87, No. 2, pp. 178-183.

Siddique, A., Selvanathan, E. A. and Selvanathan, S. (2010). Remittances and Economic Growth: Empirical Evidence From Bangladesh, India and Sri Lanka. The University of Western Australia. Discussion Paper 10.27.

Singh, R. J., Haacker, M., Lee, K. and Le Goff, M. (2010). Determinants and Macroeconomic Impact of Remittances in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*. Vol. 20, No. 2, pp. 312-340.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 70, pp. 65-94.

Tchantchane, A., Rodrigues, G. and Fortes, P. C. (2013). An Empirical Study of the Impact of Remittance, Educational Expenditure and Investment on Growth in the Philippines. *Applied Econometrics and International Development*. Vol. 13, No. 1, pp. 173-186.

- Udah, E.B. (2011). Remittances, Human Capital and Economic Performance in Nigeria. *Journal of Sustainable Development in Africa*. Vol. 13, No. 4, pp. 300-318.
- Vargas-Silva, C., Shikha Jha, Sh. and Sugiyarto, G. (2009). Remittances in Asia: Implications for the Fight against Poverty and the Pursuit of Economic Growth. ADB Economics Working Paper Series No. 182. Manila: Asian Development Bank.
- Wahid, A. N. M., Shahbaz, M. and Azim, P. (2011). Inflation and Financial Sector Correlation: The Case of Bangladesh. *International Journal of Economics and Financial Issues*. Vol. 1, No. 4, pp. 145-152.
- World Bank. (2011). *Migration and Remittances Factbook 2011*. (2nd edn). Washington, DC: The International Bank for Reconstruction and Development/The World Bank.