

B GIÁO D C VÀ ÀO T O NGÂN HÀNG NHÀ N C VI T NAM
TR NG I H C NGÂN HÀNG TP. H CHÍ MINH

TR N V NG TH NH

CL NG M C D TR NGO IH IT I U
C A VI T NAM

LU N ÁN TI NS TÀI CHÍNH NGÂN HÀNG

TP. H CHÍ MINH - THÁNG 1 N M 2020

**B GIÁO D C VÀ ÀO T O NGÂN HÀNG NHÀ N C VI T NAM
TR NG IH C NGÂN HÀNG TP.H CHÍ MINH**

TR N V NG TH NH

**CL NGM C D TR NGO IH IT I U
C A VI T NAM**

LU N ÁN TI NS

Chuyên ngành: TÀI CHÍNH - NGÂN HÀNG

MÃ S : 9 34 02 01

Ng i h ng d n khoa h c:

PGS.TS. LÊ PHAN TH DI U TH O

TP.H CHÍ MINH – THÁNG 1 N M 2020

L I CAM OAN

Tôi tên Trần Văn Thành, nghiên cứu sinh Khóa 20, niên khóa 2015-2018, Trường Đại học Ngân Hàng TP. Hồ Chí Minh.

Tôi cam đoan rằng luận án này chính là công trình nghiên cứu độc lập của tôi và tôi chịu trách nhiệm về nội dung của nó. Luận án này là công trình nghiên cứu riêng của tác giả và tôi không có sự sao chép,剽窃, hoặc vi phạm quyền lợi của bất kỳ ai. Kết quả nghiên cứu trong luận án này là trung thực, trong đó không có các nội dung giả mạo, công bố trước đây hoặc các nội dung do người khác thể hiện ngoài các trích dẫn và dẫn nguồn y tế trong luận án.

TP. Hồ Chí Minh, ngày tháng năm 2020

Ngài cam đoan

Trần Văn Thành

L I C Á M N

U tiên, tôi xin bày tỏ sự biết ơn sâu sắc đến những người hướng dẫn khoa học của tôi là PGS.TS. Lê Phan Thị Diệu Thảo. Cô đã tận tình hướng dẫn và đóng góp các ý kiến quý báu. Tôi có thể hoàn thành luận án một cách tốt nhất. Cô cũng là người đã khuyến khích tôi vượt qua những lúc chán nản và khó khăn trong suốt quá trình thực hiện luận án.

Tôi cũng xin chân thành cảm ơn các thầy cô của Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM đã giảng dạy và trang bị các kiến thức cần thiết cho việc nghiên cứu trong suốt quá trình theo học nghiên cứu sinh tại trường. Tôi cũng gửi lời biết ơn đến các thầy cô đã chân thành góp ý trong quá trình bảo vệ luận án của tôi, giúp tôi hoàn thiện luận án chuẩn chu như thể có thể.

Cuối cùng, tôi xin gửi lời cảm ơn đến các đồng nghiệp của tôi, những người đã nhiệt tình giúp đỡ và tận tâm. Tôi có thể hoàn thành luận án như mong muốn. Tôi xin cảm ơn sự chia sẻ và khuyến khích của gia đình tôi, là nguồn động lực cho tôi thực hiện và hoàn thành luận án.

TP. Hồ Chí Minh, ngày tháng năm 2020

Tác giả luận án

Trần Văn Ngọc Thảo

TÓM TẮT LUẬN ÁN

Vì d tr ngo i h i (DTNH) giúp i u hành t giá theo h ng chính ph mong mu n và làm gi m t n th ng n n kinh t khi có cú s c x y ra nên các qu c gia u c g ng gia t ng DTNH càng nhi u càng t t. Tuy nhiên, càng d tr nhi u ngo i h i thì càng t n kém chi phí c h i do l i nhu n thu c t ut các tài s n ngo i h i luôn th p h n ut các tài s n thông th ng. Vì th , các nhà nghiên c u kinh t ã a ra nhi u ph ng pháp o l ng m c d tr ngo i h i t i u (DTNHTU) c a qu c gia, trong ó n i b t lên ba ph ng pháp chính y u g m ph ng pháp o l ng theo kinh nghi m, ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH và ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH. Lu n án ã a ra m c tiêu nghiên c u là l a ch n ph ng pháp c l ng m c DTNHTU phù h p cho Vi t Nam trong ba ph ng pháp này, t ó a ra các g i ý chính sách cho c quan qu n lý nhà n c t k t qu th c nghi m c a ph ng pháp c l a ch n. B ng cách s d ng d li u theo n m và quý thu c giai o n 2005 – 2017 cùng v i ph ng pháp nghiên c u nh tính nh mô t , phân tích t ng h p, so sánh và các ph ng pháp nh l ng nh ph ng pháp ARCH, ADF, OLS, L c HP, ARDL, lu n án ã th c nghi m ba ph ng pháp nói trên cho Vi t Nam. K t qu cho th y r ng vào cu i giai o n nghiên c u – cu i n m 2017, DTNHTU x p x (cao ho c th p h n không nhi u) so v i m c DTNH th c t nên Vi t Nam v n c n ti p t c gia t ng DTNH trong th i gian t i nh ng không c n thi t y nhanh t c t ng DTNH. ng th i, lu n án c ng ch ra r ng ph ng pháp d a vào chi phí – l i ích c a DTNH là phù h p áp d ng cho Vi t Nam th i i m hi n t i. T ó, lu n án ã có nh ng g i ý chính sách phù h p cho Vi t Nam nh hoàn thi n cách tính các bi n s trong mô hình c l ng m c DTNHTU; c l ng tr c m c DTNHTU cho n m k ho ch; ki m soát m c DTNHTU và gia t ng DTNH b ng cách (i) gi m xác su t v n qu c gia thông qua ti t ch nh p kh u, thu hút v n ut gián ti p, ki m soát n n c ngoài ng n h n, t ng thu và gi m chi ngân sách, (ii) gi m chi phí t n th t do v n qu c gia b ng cách thúc y kinh t phát tri n n nh v i các y u t n i t i v ng ch c, (iii) gi m có ki m soát lãi su t cho vay VND, (iv) gia t ng DTNH b ng cách t ng ngu n thu xu t kh u, thu hút v n ut tr c ti p n c ngoài và thu hút ngu n ki u h i.

M C L C

L I C A M O A N.....	i
L I C Á M N.....	ii
T Ó M T T L U N Á N.....	iii
M C L C	iv
D A N H M C T V I T T T.....	x
D A N H M C B N G V À H Ì N H.....	xii
D A N H M C B I U	xiii
D A N H M C P H L C.....	xv
C H Ñ N G 1: G I I T H I U N G H I Ê N C U	1
1.1. S C N T H I T C A N G H I Ê N C U.....	1
1.1.1. B i c n h t h c t i n.....	1
1.1.2. T ñ g q u a n n g h i ê n c u.....	4
1.1.3. K h e h n g h i ê n c u.....	7
1.1.4. S c n t h i t n g h i ê n c u đ t r ñ g o i h i t i u V i t N a m.....	8
1.2. M C T I Ê U N G H I Ê N C U.....	9
1.2.1. M c t i ê u c h u n g.....	9
1.2.2. M c t i ê u c t h.....	9
1.3. C Â U H I N G H I Ê N C U.....	10
1.4. I T Ñ N G N G H I Ê N C U V À P H M V I N G H I Ê N C U.....	11
1.4.1. I t ñ g n g h i ê n c u.....	11
1.4.2. P h m v i n g h i ê n c u.....	11
1.5. P H Ñ N G P H Á P N G H I Ê N C U V À D L I U N G H I Ê N C U.....	11
1.5.1. P h ñ g p h á p n g h i ê n c u.....	11
1.5.1.1. P h ñ g p h á p ñ h t í n h.....	12
1.5.1.2. P h ñ g p h á p ñ h l ñ g.....	12
1.5.1.3. Q u y t r ñ n h n g h i ê n c u.....	14
1.5.2. D l i u n g h i ê n c u.....	15
1.6. Ó N G G Ó P M I C A L U N Á N.....	15
1.6.1. ó n g g ó p v m t h c t h u t.....	15
1.6.2. ó n g g ó p v m t t h c t i n.....	16

1.7. B C C C ALU NÁN.....	16
K TLU NCH NG 1.....	18
CH NG 2: C S LÝ THUY T V C L NG M C D TR NGO I H I T I U.....	19
2.1. D TR NGO I H I.....	19
2.1.1. Khái ni m ngo i h i.....	19
2.1.2. Khái ni m đ tr ngo i h i.....	20
2.1.3. Ngu n hình thành đ tr ngo i h i.....	21
2.1.4. Nguyên nhân c n th c hi n đ tr ngo i h i.....	24
2.1.5. Vai trò c a đ tr ngo i h i.....	26
2.1.5.1. Tác ng vào t giá nh m n nh cán cân th ng m i.....	27
2.1.5.2. Tài tr nh m n nh cán cân tài chính.....	27
2.1.5.3. Các vai trò khác c a đ tr ngo i h i.....	29
2.2. M C D TR NGO I H I T I U.....	30
2.2.1. S c n thi t ph i xác nh m c đ tr ngo i h i t i u.....	30
2.2.2. Khái ni m m c đ tr ngo i h i t i u.....	32
2.3. PH NG PHÁP C L NG M C D TR NGO I H I T I U B NG OL NG THEO KINH NGHI M.....	35
2.3.1. Các ph ng pháp truy n th ng.....	35
2.3.1.1. Đ a vào doanh s nh p kh u.....	35
2.3.1.2. Đ a vào n n c ngoài ng nh n.....	36
2.3.1.3. Đ a vào cung t n r ng M2.....	37
2.3.1.4. Đ a vào GDP.....	37
2.3.2. Các ph ng pháp k t h p.....	38
2.3.2.1. K t h p n n c ngoài ng nh n và thâm h t tài kho n vãng lai.....	38
2.3.2.2. So sánh các ph ng pháp truy n th ng và ch n m c đ tr cao nh t.....	38
2.3.2.3. K t h p c ba ph ng pháp truy n th ng ph bi n và l y s t ng.....	39
2.3.3. Ph ng pháp ARA EM c a IMF.....	39
2.3.4. Các nghiên c u th c nghi m liên quan.....	41
2.3. PH NG PHÁP C L NG M C D TR NGO I H I T I U D A THEO CÁC Y UT NH H NG ND TR NGO I H I.....	43
2.4.1. Các nghiên c u th c nghi m liên quan.....	43

2.4.2. Các y u t nh h ng n d tr ngo i h i.....	48
2.4.2.1. Quy mô n n kinh t	49
2.4.2.2. Tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai.....	50
2.4.2.3. Tính d t n th ng c a tài kho n tài chính.....	51
2.4.2.4. Tính linh ng c a t giá.....	52
2.4.2.5. Chi phí c h i.....	53
2.4.2.6. Tính n nh c a qu c gia	53
2.4.3. Các nh n xét rút ra nh m xây d ng mô hình th c nghi m cho Vi t Nam	54
2.5. PH NG PHÁP C L NG M C D TR NGO I H I T I U D A THEO CHI PHÍ – L ÍCH C A D TR NGO I H I.....	56
2.5.1. Cách ti p c n “chi phí – l ích” c a d tr ngo i h i theo Heller (1966).....	56
2.5.2. Mô hình c a Frankel và Jovanovic (1981).....	57
2.5.2.1. Mô hình lý thuy t.....	57
2.5.2.2. Các nghiê n c u th c nghi m liên quan.....	58
2.5.3. Mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992).....	61
2.5.3.1. Mô hình lý thuy t.....	61
2.5.3.2. Các nghiê n c u th c nghi m liên quan.....	66
2.5.4. Các nh n xét rút ra nh m xây d ng mô hình th c nghi m cho Vi t Nam	69
K T LU N CH NG 2	73
CH NG 3: XÂY D NG MÔ HÌNH C L NG M C D TR NGO I H I T I U C A VI T NAM.....	74
3.1. I V I PH NG PHÁP O L NG THEO KINH NGHI M	74
3.1.1. Các ph ng pháp truy n th ng.....	74
3.1.2. Các ph ng pháp k t h p.....	75
3.1.3. Ph ng pháp ARA EM c a IMF.....	75
3.1.4. D li u nghiê n c u.....	76
3.2. I V I PH NG PHÁP D A THEO CÁC Y U T NH H NG N D TR NGO I H I.....	77
3.2.1. Xây d ng mô hình th c nghi m cho Vi t Nam.....	77
3.2.2. Ph ng pháp xác nh các bi n trong mô hình.....	80
3.2.2.1. M c d tr ngo i h i t i u.....	80
3.2.2.2. Quy mô n n kinh t	80

3.2.2.3. Tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai.....	80
3.2.2.4. Tính d t n th ng c a tài kho n tài chính	82
3.2.2.5. Tính linh ng c a t giá.....	82
3.2.2.6. Chi phí c h i.....	83
3.2.3. Trình t th c hi n mô hình th c nghi m.....	85
3.2.4. D li u nghiên c u.....	91
3.3. I V I PH NG PHÁP D A THEO CHI PHÍ – L I ÍCH C A D TR NGO I H I	92
3.3.1. Mô hình th c nghi m cho Vi t Nam.....	92
3.3.2. Ph ng pháp xác nh các bi n c a mô hình th c nghi m.....	93
3.3.2.1. Xác nh chi phí c h i.....	93
3.3.2.2. Xác nh chi phí t n th t do v n qu c gia	93
3.3.2.3. Xác nh mô hình tính phí bù p r i ro nh m tính xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên qu c gia	95
3.3.2.4. Trình t th c hi n mô hình tính phí bù p r i ro nh m tính xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên qu c gia.....	100
3.3.3. Cách th c c l ng m c d tr ngo i h i t i u c a Vi t Nam.....	106
3.3.4. D li u nghiên c u.....	106
K T LU N CH NG 3.....	109
CH NG 4: K T QU C L NG M C D TR NGO I H I T I U C A VI T NAM.....	110
4.1. TH C TR NG D TR NGO I H I VI T NAM.....	110
4.1.1. Quy mô d tr ngo i h i Vi t Nam.....	110
4.1.2. C c u d tr ngo i h i Vi t Nam.....	112
4.2. K T QU C A PH NG PHÁP O L NG THEO KINH NGHI M.....	116
4.2.1. Các ph ng pháp truy n th ng.....	116
4.2.1.1. Ph ng pháp d a vào doanh s nh p kh u.....	116
4.2.1.2. Ph ng pháp d a vào n n c ngoài ng n h n	118
4.2.1.3. Ph ng pháp d a vào cung ti n r ng M2.....	121
4.2.2. Ph ng pháp ARA EM c a IMF.....	123
4.2.2.1. K t qu th c nghi m ph ng pháp ARA EM cho Vi t Nam	123

4.2.2.2. So sánh kết quả thực nghiệm cho Việt Nam theo phương pháp ARA EM và theo các phương pháp truyền thống.....	125
4.3. K T QU C A PH NG PHÁP D A THEO CÁC Y U T NH H NG ND TR NGO I H I.....	127
4.3.1. Tính toán các biến của mô hình thực nghiệm.....	127
4.3.1.1. Tính toán biến ngẫu nhiên.....	127
4.3.1.2. Tính toán biến ngẫu nhiên giá.....	128
4.3.1.3. Tính các biến còn lại của mô hình thực nghiệm.....	129
4.3.2. Thng kê mô t các biến.....	129
4.3.3. Kiểm định tính đồng của các biến.....	132
4.3.4. Hồi quy OLS cho mô hình thực nghiệm.....	133
4.3.5. Kiểm định các khuyết tật của mô hình.....	134
4.3.5.1. Kiểm định heteroskedasticity.....	135
4.3.5.2. Kiểm định heteroskedasticity phương sai thay đổi.....	135
4.3.5.3. Kiểm định heteroskedasticity tổng quát.....	135
4.3.6. Kiểm định mô t dự báo tốt của Việt Nam.....	138
4.4. K T QU C A PH NG PHÁP D A THEO CHI PHÍ – L I ÍCH C A D TR NGO I H I.....	140
4.4.1. Xác định chi phí cơ hội.....	140
4.4.2. Xác định chi phí tín dụng ngân hàng.....	140
4.4.3. Xác định xác suất vay ngân hàng.....	143
4.4.3.1. Tính toán các biến của mô hình tính phí bù trừ.....	143
4.4.3.2. Thng kê mô t các biến của mô hình tính phí bù trừ.....	144
4.4.3.3. Kiểm định tính đồng của các biến của mô hình tính phí bù trừ.....	146
4.4.3.4. Thc hi nh i quy mô hình ARDL.....	147
4.4.3.5. Các kiểm định nghiệm mô hình ARDL đáng tin cậy.....	148
4.4.3.6. Tính xác suất vay ngân hàng.....	150
4.4.4. Xác định xác suất vay ngân hàng biên ngân hàng.....	151
4.4.5. Kiểm định mô t dự báo tốt của Việt Nam.....	151
K T LU N CH NG 4.....	156
CH NG 5: K T LU N VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH CHO VIỆT NAM.....	157
5.1. K T LU N.....	157

5.1.1.	ì v ì ph ñ g pháp o l ñ g theo kinh nghi m.....	157
5.1.2.	ì v ì ph ñ g pháp đ a theo các y u t ñ h ñ g ñ đ tr ngo ì h ì.....	158
5.1.3.	ì v ì ph ñ g pháp đ a theo chi phí – l ì ích c a đ tr ngo ì h ì.....	159
5.2.	L A CH N PH ñ G PHÁP C L ñ G M C D TR NGO ì H ì	
	T I U PHÙ H P CHO VI T NAM.....	161
5.2.1.	Các ì u ki ñ l a ch ñ ph ñ g pháp phù h p cho Vi t Nam	161
5.2.2.	ì v ì ph ñ g pháp o l ñ g theo kinh nghi m.....	162
5.2.3.	ì v ì ph ñ g pháp đ a theo các y u t ñ h ñ g ñ đ tr ngo ì h ì.....	164
5.2.4.	ì v ì ph ñ g pháp đ a theo chi phí – l ì ích c a đ tr ngo ì h ì.....	166
5.3.	CÁC HÀM Ý CHÍNH SÁCH CHO VI T NAM.....	168
5.3.1.	Hoàn thi ñ cách tính các bi ñ c a mô hình c l ñ g m c d tr ngo ì h ì	
	t ì u theo ph ñ g pháp chi phí – l ì ích c a đ tr ngo ì h ì	168
5.3.2.	c l ñ g tr c m c d tr ngo ì h ì t ì u cho ñ m k ho ch.....	170
5.3.3.	Các g ì ý chính sách ñ h m ki m soát m c d tr ngo ì h ì t ì u và gia	
	t ñ g đ tr ngo ì h ì trong th ì gian t ì.....	171
5.3.3.1.	<i>Các g ì ý chính sách t bi ñ s xác su t v ñ qu c gia</i>	171
5.3.3.2.	<i>Các g ì ý chính sách t bi ñ s chi phí t ñ th t do v ñ qu c gia.....</i>	177
5.3.3.3.	<i>Các g ì ý chính sách t bi ñ s chi phí c h ì.....</i>	178
5.3.3.4.	<i>Các g ì ý chính sách t bi ñ s đ tr ngo ì h ì th c t</i>	179
5.4.	H N CH C A LU N ÁN VÀ H ñ G NGHIÊN C U M R ñ G	182
5.4.1.	H ñ ch c a lu ñ án	182
5.4.2.	H ñ g nghiên c u m r ñ g.....	183
K T LU N CH ñ G 5		184
K T LU N.....		185
TÀI LI U THAM KH O		
PH L C		

DANH MỤC T VI T T T

T vi t t t	Ti ng Anh	Ti ng Vi t
2SLS	Two-Stage Least Squares	Ph ng pháp bình ph ng t i thi u hai giai o n
ADB	Asian Development Bank	Ngân hàng Phát tri n Châu Á
ADF	Augmented Dickey-Fuller	Ki m nh Dickey-Fuller m r ng
ARA EM	Assessing reserve adequacy for emerging markets	ánh giá m c (t i u) d tr ngo i h i các qu c gia m i n i
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroscedasticity	Mô hình ph ng sai có i u ki n thay i t h i quy
ARDL	Autoregressive Distributed Lag	Mô hình phân ph i tr và t h i quy
COFER	Currency Composition of Official Foreign Exchange Reserves	Th ng kê v c c u d tr ngo i h i chính th c c a IMF
DTNH		D tr ngo i h i
DTNHTT		D tr ngo i h i th c t
DTNHTU		D tr ngo i h i t i u
EC	Error Correction	Mô hình hi u ch nh sai s
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity	Mô hình ph ng sai có i u ki n thay i t h i quy t ng quát
GDP	Gross Domestic Product	T ng s n ph m qu c n i
GLS	Generalized Least Squares	Ph ng pháp bình ph ng t i thi u t ng quát
GSO	General Statistics Office of Vietnam	T ng c c Th ng kê Vi t Nam
HP	HP (Hodrick-Prescott) Filter	Ph ng pháp L c HP
ICE	Intercontinental Exchange	Sàn giao d ch Liên L c a

T vi t t t	Ti ng Anh	Ti ng Vi t
IFS	International Financial Statistics	Th ng kê tài chính qu c t c a IMF
IMF	International Monetary Fund	Qu Ti n t Qu c t
LIBOR	London Interbank Offered Rate	Lãi su t LIBOR
NHTW		Ngân hàng trung ng
NHNN		Ngân hàng nhà n c
OLS	Ordinary Least Squares	Ph ng pháp bình ph ng t i thi u thông th ng
SDR	Special drawing right	Quy n rút v n c bi t
VIF	Variance Inflation Factor	Nhân t phóng i ph ng sai
WLS	Weighted Least Squares	Ph ng pháp bình ph ng t i thi u có tr ng s

DANH MỤC BẢNG VÀ HÌNH

BẢNG

STT	Tên bảng	Trang
1	Bảng 3.1. Loại dữ liệu và nguồn thu thập dữ liệu cho phương pháp OLS theo kinh nghiệm	76
2	Bảng 3.2. Cách tính các biến và kiểm định của mô hình thực nghiệm	84
3	Bảng 3.3. Loại dữ liệu và nguồn thu thập dữ liệu cho phương pháp DOLS theo các yếu tố như nền DTNH	91
4	Bảng 3.4. Cách tính các biến của mô hình tính phí bù trừ	100
5	Bảng 3.5. Loại dữ liệu và nguồn thu thập dữ liệu cho phương pháp DOLS theo chi phí – lợi ích của DTNH	107
6	Bảng 4.1. Cấu trúc nội dung của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	113
7	Bảng 4.2. Bảng thống kê mô tả các biến của mô hình thực nghiệm	129
8	Bảng 4.3. Kiểm định nghiệm đơn vị các biến bảng ADF	132
9	Bảng 4.4. Kiểm định quy OLS cho mô hình thực nghiệm	133
10	Bảng 4.5. Kiểm định quy OLS cho mô hình thực nghiệm (loại biến open)	134
11	Bảng 4.6. Kiểm định VIF của các biến độc lập	135
12	Bảng 4.7. Kiểm định nghiệm đồng nhất tính quan hệ của mô hình	136
13	Bảng 4.8. Kiểm định tính quan hệ ma trận hiệp phương sai New West	136
14	Bảng 4.9. Bảng thống kê mô tả các biến của mô hình tính phí bù trừ	144
15	Bảng 4.10. Kiểm định nghiệm đơn vị các biến bảng ADF	147
16	Bảng 4.11. Phân trình cân bằng dài hạn của mô hình ARDL	148
17	Bảng 5.1. Nội dung ngoài của Việt Nam giai đoạn 2005 - 2017	167

HÌNH

STT	Tên hình	Trang
1	Hình 1.1. Quy trình nghiên cứu luận án	14
2	Hình 2.1. Bảng bố trí thí nghiệm	24

DANH MỤC BIÊN

STT	Tên biên	Trang
1	Biên 1.1. Dự báo kinh tế vĩ mô giai đoạn 2000 – 2017	2
2	Biên 1.2. Dự báo kinh tế Việt Nam giai đoạn 2000 – 2017	2
3	Biên 2.1. Dự báo kinh tế các nước ASEAN và tăng trưởng giai đoạn 2000 – 2017	26
4	Biên 4.1. Quy mô dự báo kinh tế Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	110
5	Biên 4.2. Dự báo kinh tế theo tháng khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	116
6	Biên 4.3. Dự báo kinh tế và tài vụ theo doanh nghiệp khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	117
7	Biên 4.4. Tổng dự báo kinh tế và nợ nước ngoài khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	119
8	Biên 4.5. Dự báo kinh tế và tài vụ theo nợ nước ngoài khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	120
9	Biên 4.6. Tổng dự báo kinh tế và M2 khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	121
10	Biên 4.7. Dự báo kinh tế và tài vụ theo cung tiền khu vực M2 khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	122
11	Biên 4.8. Dự báo kinh tế và tài vụ theo phương pháp ARA EM khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	124
12	Biên 4.9. Dự báo kinh tế và tài vụ dựa theo phương pháp các yếu tố kinh tế DTNH khu vực Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017	138

STT	Tên bi u	Trang
13	Bi u 4.10. T c t ng tr ng GDP c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017	141
14	Bi u 4.11. GDP th c t và ti m n ng c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017	142
15	Bi u 4.12. Ki m nh t ng tích l y hi u ch nh c a ph n d	149
16	Bi u 4.13. D tr ngo i h i th c t và t i u d a theo ph ng pháp chi phí – l i ích c a DTNH c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017	153

DANH MỤC PHỤ LỤC

STT	Tên phụ lục
1	Phụ lục 1 - Các nguyên tắc đầu tư ngoại hối và ngoại hối pháp luật theo kinh nghiệm
1.1	Phụ lục 1.1. Bảng dữ liệu thu thập các lý giải năm 2005 - 2017
1.2	Phụ lục 1.2. Bảng quy mô đầu tư ngoại hối Việt Nam giai năm 2005 – 2017
1.3	Phụ lục 1.3. Bảng tính đầu tư ngoại hối của Việt Nam dựa theo doanh nghiệp khu vực giai năm 2005 – 2017
1.4	Phụ lục 1.4. Bảng tính đầu tư ngoại hối của Việt Nam dựa theo nền kinh tế ngoài ngân hàng giai năm 2005 – 2017
1.5	Phụ lục 1.5. Bảng tính đầu tư ngoại hối của Việt Nam dựa theo cung tiền M2 giai năm 2005 – 2017
1.6	Phụ lục 1.6. Bảng tính đầu tư ngoại hối của Việt Nam theo phương pháp ARA EM giai năm 2005 – 2017
2	Phụ lục 2 - Các nguyên tắc đầu tư ngoại hối và ngoại hối dựa theo các yếu tố kinh tế vĩ mô
2.1	Phụ lục 2.1. Bảng dữ liệu thu thập các lý giải năm 2005 - 2017
2.2	Phụ lục 2.2. Tính biến động xu hướng Phụ lục 2.2.1. Bảng tính kết quả biến động xu hướng theo quý giai năm 2004 – 2017 Phụ lục 2.2.2. Kiểm nghiệm ARCH của biến động Phụ lục 2.2.3. Mô hình ARCH(2) của biến động
2.3	Phụ lục 2.3. Tính biến động giá Phụ lục 2.3.1. Bảng tính kết quả biến động giá theo quý giai năm 2003 – 2017 Phụ lục 2.3.2. Kiểm nghiệm ARCH của biến động Phụ lục 2.3.3. Mô hình ARCH(4) của biến động

STT	Tên ph l c
2.4	<p>Ph l c 2.4. D li u các bi n s c a mô hình nghiên c u</p> <p>Ph l c 2.4.1. B ng tính các bi n s theo quý giai o n 2005 – 2017</p> <p>Ph l c 2.4.2. Th ng kê mô t các bi n s</p>
2.5	<p>Ph l c 2.5. Kì m nh tính d ng c a các bi n s</p> <p>Ph l c 2.5.1. Kì m nh tính d ng c a bi n lnres</p> <p>Ph l c 2.5.2. Kì m nh tính d ng c a bi n lngdp</p> <p>Ph l c 2.5.3. Kì m nh tính d ng c a bi n open</p> <p>Ph l c 2.5.4. Kì m nh tính d ng c a bi n expv</p> <p>Ph l c 2.5.5. Kì m nh tính d ng c a bi n fpi</p> <p>Ph l c 2.5.6. Kì m nh tính d ng c a bi n erv</p> <p>Ph l c 2.5.7. Kì m nh tính d ng c a bi n cost</p>
2.6	<p>Ph l c 2.6. H i quy OLS cho mô hình nghiên c u</p> <p>Ph l c 2.6.1. H i quy OLS mô hình nghiên c u</p> <p>Ph l c 2.6.2. H i quy OLS mô hình nghiên c u (lo i bi n open)</p>
2.7	<p>Ph l c 2.7. Kì m nh các khu y t t t c a mô hình</p> <p>Ph l c 2.7.1. Kì m nh hi n t ng a c ng tuy n</p> <p>Ph l c 2.7.2. Kì m nh hi n t ng ph ng sai thay i</p> <p>Ph l c 2.7.3. Kì m nh hi n t ng t t ng quan</p>
2.8	Ph l c 2.8. M c d tr ngo i h i t i u và th c t
3	<p>Ph l c 3 - c l ng m c d tr ngo i h i t i u b ng ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a d tr ngo i h i</p>
3.1	Ph l c 3.1. B ng d li u thu th p ã c x lý giai o n 2005 - 2017
3.2	<p>Ph l c 3.2. Tính t n th t s n l ng GDP c a Vi t Nam do nh h ng c a cu c kh ng ho ng 2008</p> <p>Ph l c 3.2.1. Tính GDP tỉ m n ng b ng ph ng pháp L c HP</p> <p>Ph l c 3.2.2. B ng tính chênh l ch GDP th c t và tỉ m n ng</p>

STT	Tên ph l c
3.3	<p>Ph l c 3.3. Tính bi n s bi n ng v n ut gián ti p</p> <p>Ph l c 3.3.1. Ki m nh hi u ng ARCH c a v n ut gián ti p</p> <p>Ph l c 3.3.2. Mô hình ARCH(1) c a v n ut gián ti p</p> <p>Ph l c 3.3.3. B ng tính k t qu bi n ng c a v n ut gián ti p (FPI) theo quý giai o n 2005 - 2017</p>
3.4	<p>Ph l c 3.4. D li u các bi n s c a mô hình tính phí bù p r i ro</p> <p>Ph l c 3.4.1. B ng tính các bi n s theo quý giai o n 2005 – 2017</p> <p>Ph l c 3.4.2. Th ng kê mô t các bi n s</p>
3.5	<p>Ph l c 3.5. Ki m nh tính đ ng các bi n c a mô hình tính phí bù p r i ro</p> <p>Ph l c 3.5.1. Ki m nh tính đ ng c a bi n lnriskp</p> <p>Ph l c 3.5.2. Ki m nh tính đ ng c a bi n open</p> <p>Ph l c 3.5.3. Ki m nh tính đ ng c a bi n fpiv</p> <p>Ph l c 3.5.4. Ki m nh tính đ ng c a bi n lnstexd</p> <p>Ph l c 3.5.5. Ki m nh tính đ ng c a bi n fd</p>
3.6	<p>Ph l c 3.6. Th c hi n h i quy mô hình ARDL</p> <p>Ph l c 3.6.1. Xác nh mô hình ARDL v i các tr t i u</p> <p>Ph l c 3.6.2. H i quy mô hình ARDL v i các tr t i u đ i đ ng hi u ch nh sai s (EC)</p>
3.7	<p>Ph l c 3.7. Các ki m nh nh m m b o mô hình áng tin c y</p> <p>Ph l c 3.7.1. Ki m nh ng bao (Bounds test)</p> <p>Ph l c 3.7.2. Ki m nh hi n t ng t t ng quan</p> <p>Ph l c 3.7.3. Ki m nh hi n t ng ph ng sai thay i</p> <p>Ph l c 3.7.4. Ki m nh ph n đ là nhi u tr ng</p> <p>Ph l c 3.7.5. Ki m nh t ng tích l y hi u ch nh c a ph n đ</p>
3.8	Ph l c 3.8. Tính xác su t v n qu c gia (π)
3.9	Ph l c 3.9. Tính xác su t v n biên qu c gia (π_R)
3.10	Ph l c 3.10. c l ng m c đ tr ngo i h i t i u giai o n 2005 - 2017
3.11	Ph l c 3.11. M c đ tr ngo i h i t i u và th c t giai o n 2005 - 2017

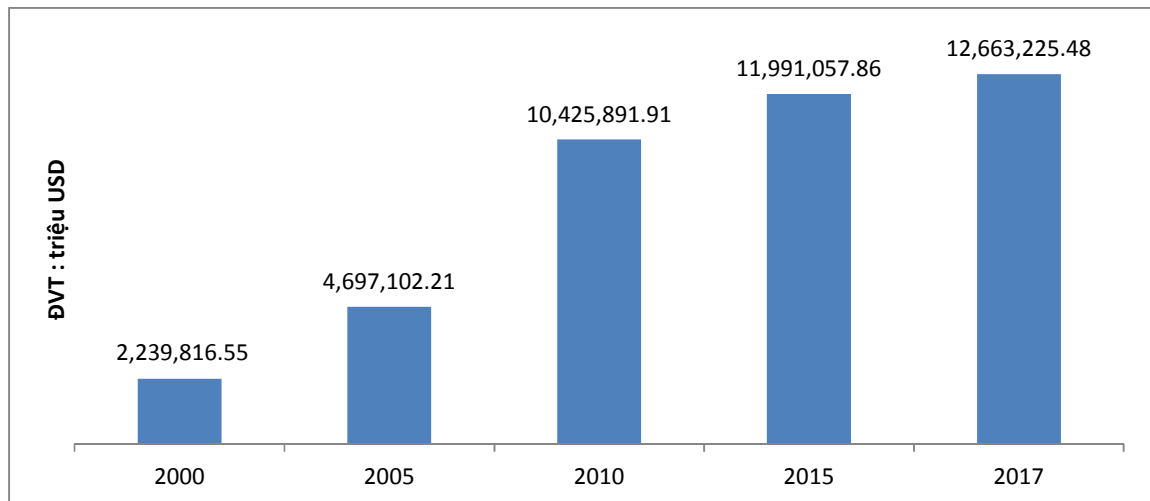
CHƯƠNG 1: GIỚI THIỆU NGHIÊN CỨU

Trong chương này, nhằm cung cấp cách nhìn khái quát về nghiên cứu luận án, tác giả trình bày những vấn đề cơ bản và tầm quan trọng của nghiên cứu bao gồm: sự cần thiết của nghiên cứu, mục tiêu và câu hỏi nghiên cứu, thiết kế và phạm vi nghiên cứu, phương pháp và dữ liệu nghiên cứu, đóng góp mới và bài học luận án.

1.1. SỰ CẦN THIẾT CỦA NGHIÊN CỨU

1.1.1. Bối cảnh thực tiễn

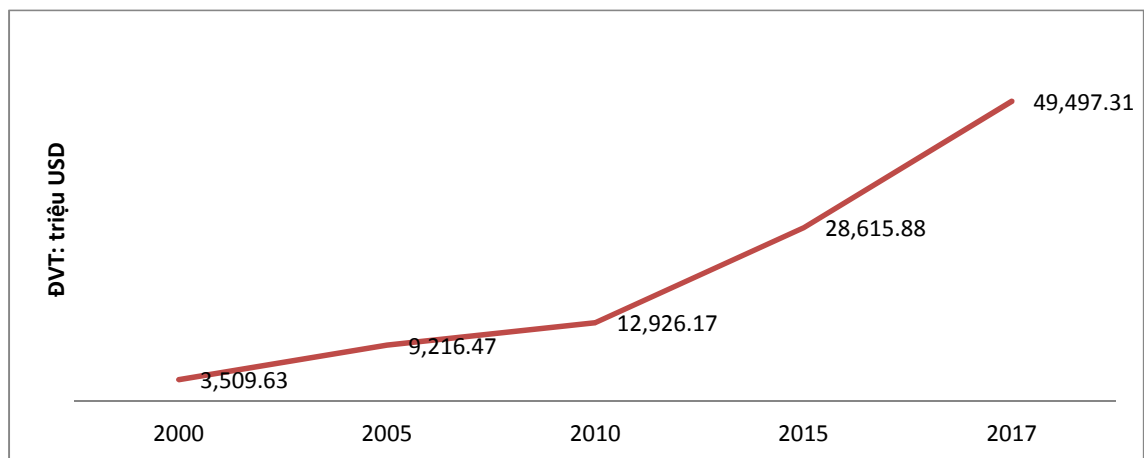
Chính sách tài giá luôn là một vấn đề chính phủ quan tâm trong lĩnh vực hành kinh tế vĩ mô của một quốc gia bởi tài giá thay đổi sẽ ảnh hưởng đến nhiều khía cạnh quan trọng của nền kinh tế như xuất khẩu, nhập khẩu, lạm phát, tăng trưởng kinh tế... Một trong các công cụ chính yếu nhất giúp điều hành tài giá phục vụ cho mục tiêu kinh tế mà chính phủ hướng đến là nguồn dự trữ ngoại hối (DTNH) của quốc gia. Vì vậy, từ lâu nay, DTNH luôn là một vấn đề quan trọng mà chính phủ các quốc gia đều quan tâm vì vai trò của nó trong việc giúp điều hành tài giá theo hướng chính phủ mong muốn. Hơn nữa, trong bối cảnh hội nhập quốc tế ngày càng phát triển sâu rộng, DTNH còn là công cụ phòng ngừa giúp giảm thiểu tổn thất cho nền kinh tế của một quốc gia khi có cú sốc bất ngờ làm các lưu chuyển vốn có xu hướng rút ra mạnh mẽ khỏi quốc gia đó. Như vậy, DTNH còn có vai trò quan trọng khác là giúp phòng ngừa những cú sốc bên ngoài mà đôi khi có thể gây tổn thất cho nền kinh tế trong nước. Trong khi đó, vì xu hướng hiện tại là các quốc gia đều đang hướng tới một nền kinh tế ngày càng sâu rộng thì việc nền kinh tế quốc gia đi kèm theo những cú sốc bên ngoài đang và sẽ tiếp tục xuyên xý ra. Các cuộc khủng hoảng gần đây đã chứng minh tầm quan trọng của DTNH quốc gia vì nó là một trong những vấn đề phòng thủ của quốc gia và là một phần quan trọng của kho tài chính quốc gia và là một phần quan trọng của thanh khoản quốc gia và là một phần của các cú sốc bên ngoài, giúp quốc gia có thể quản lý dòng vốn ào ạt chảy ra khi có cú sốc mà không phải tốn kém khoản chi phí quá lớn (IMF, 2011). Chính vì vậy, DTNH của một quốc gia liên tục tăng qua các năm (xem Biểu đồ 1.1). Điều này cho thấy các quốc gia đều ý thức tầm quan trọng của DTNH và đều tìm cách tăng thêm DTNH của quốc gia.



Biểu đồ 1.1. DTNH thặng dư giai đoạn 2000 - 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018)

Việt Nam không nổi lên vì xu hướng này và cũng ý thức được tầm quan trọng của DTNH lâu năm nên đã không ngừng gia tăng DTNH. Kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính 2008, DTNH của Việt Nam đã gia tăng rất mạnh (xem Biểu đồ 1.2). Đó là do Việt Nam đã thay đổi kinh nghiệm từ các quốc gia khác về vai trò tiềm năng thanh khoản của DTNH đã bỏ vốn đầu tư cho quốc gia nhận vốn nào khi các dòng vốn đầu tư tháo chạy khỏi quốc gia.



Biểu đồ 1.2. DTNH Việt Nam giai đoạn 2000 - 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018)

Theo Biểu đồ 1.2, Việt Nam đã gia tăng DTNH với tốc độ tăng rất mạnh và chỉ trong 7 năm từ 2010 đến 2017, tổng DTNH của Việt Nam đã tăng hơn 36.5 tỷ

USD. Hơn thế nữa, đến tháng 04/2018, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) Việt Nam công bố DTNH của Việt Nam đã lên đến mức 63.5 tỷ USD (Hà Phụng, 2018). Như vậy, chỉ trong vòng 4 tháng đầu 2018, DTNH Việt Nam đã tăng hơn 13.5 tỷ USD – một con số gia tăng đáng kinh ngạc vì với tăng gia tăng này, Việt Nam phải mất nhiều năm mới có thể giảm được trong giai đoạn trước đây.

Thực tế, vẫn còn cách nhìn nhận cho rằng một quốc gia mà có nguồn DTNH càng lớn thì càng phát triển có tiềm lực kinh tế vững vàng và thịnh vượng, uy tín và tài năng nói chung của quốc gia đó trên trường quốc tế sẽ có trường hợp như vậy. Tuy nhiên, các tài sản thu của DTNH phải đảm bảo các tiêu chí an toàn và thanh khoản cao (ngoại tệ mạnh, vàng, trái phiếu của các chính phủ có uy tín như Mỹ...) nhằm đảm bảo tính thanh khoản vai trò thanh khoản của DTNH. Điều này dẫn đến một thực tế là khi ngân sinh lợi của ngân hàng lợi tài sản này thì phần nhiều số vốn các tài sản có mức rủi ro cao hơn. Như vậy, vì các ngân hàng chúng ta có thể không hiểu và không tỏ ra các nhu cầu thu nhập khi đầu tư vào các tài sản rủi ro khác hoặc các hoạt động sản xuất kinh doanh. Nói cách khác, ngân hàng càng nhiều DTNH càng sẽ làm lợi ích kém cho quốc gia vì hiểu quả sinh lợi thấp của các tài sản ngoại tệ mạnh ngân hàng. Điều này có nghĩa là ngân hàng DTNH sẽ tạo ra khoản chi phí cho các ngân hàng này. Theo Ben-Bassat và Gottlieb (1992), khoản chênh lệch giá của hiu suất của vốn trong nền kinh tế và mức lãi suất thực tế các tài sản ngoại tệ mạnh sẽ xem là chi phí ngân hàng ngoại tệ. Do đó, DTNH càng cao thì khoản chi phí ngân hàng ngoại tệ càng nhiều. Khoản chi phí này thường được gọi là chi phí cơ hội của DTNH.

Do vậy, vì các một quốc gia càng tăng DTNH càng nhiều chưa phải là một điều hay và hợp lý mà thậm chí là chèn ép và ảnh hưởng của quốc gia bị lệ thuộc DTNH vượt quá mức cần thiết của các hoạt động đầu tư thì thậm chí có thể làm gia tăng hiểu quả cho nền kinh tế quốc gia. Vậy một quốc gia nên DTNH bao nhiêu là hợp lý, là vấp hay thiếu? Thực tế thì các học giả kinh tế trên khắp thế giới đã cố gắng giải đáp câu hỏi này và đã có rất nhiều nghiên cứu tìm cách để làm giảm chi phí ngoại tệ (DTNHTU) cho quốc gia.

1.1.2. Tác động quan trọng của

Trong quá trình nghiên cứu về DTNHTU, có rất nhiều phương pháp để đo lường mức DTNHTU cho quốc gia khác nhau. Nhìn chung, các phương pháp này có thể chia thành ba phương pháp chính: đo lường theo kinh nghiệm, dựa theo các yếu tố như hàng hóa DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH.

Phương pháp xuất hiện đầu tiên và vẫn còn được sử dụng cho đến nay là phương pháp để đo lường mức DTNHTU dựa vào doanh số nhập khẩu. Phương pháp này khởi xướng từ một nghiên cứu vào năm 1958 cho thấy tỷ lệ DTNH/ doanh số nhập khẩu của các quốc gia từ 30 – 50% (Wijnholds và Kapteyn, 2001). Phương pháp này được sử dụng phổ biến cho đến khi cuộc khủng hoảng tài chính 1997 bùng nổ vì việc DTNH của Thái Lan cần hỗ trợ do dòng vốn nước ngoài rút ra khiến quốc gia mất niềm tin. Đến lúc này, các quốc gia mới nhìn nhận DTNH phải mở rộng hơn không chỉ tài trợ cho tài khoản tài chính chi không phải tài trợ cho tài khoản vãng lai. Vì vậy, một loạt các phương pháp khác nhau đã ra đời như phương pháp dựa vào nền kinh tế nước ngoài như của Greenspan (1999) từ mô hình ý tưởng của Guidotti, P., Bussière và Mulder (1999); phương pháp dựa vào cung tiền rương M2 của nhà báo Kaminsky (1999) và Wijnholds và Kapteyn (2001); phương pháp dựa vào GDP của nhà kinh tế Jeanne và Ranciere (2006). Các phương pháp này còn được gọi là phương pháp truyền thống. Tuy nhiên, trong bốn phương pháp truyền thống nói trên, chỉ có ba phương pháp dựa vào doanh số nhập khẩu, nền kinh tế nước ngoài và cung tiền rương M2 được sử dụng phổ biến và được IMF (2011) thừa nhận là các tiêu chuẩn tối ưu, còn phương pháp dựa vào GDP ít được sử dụng và cũng không được IMF thừa nhận là tối ưu. Bên cạnh đó, nhiều phương pháp kết hợp các phương pháp truyền thống với nhau cũng được đề xuất. Đáng chú ý có phương pháp kết hợp nền kinh tế nước ngoài và thâm hụt tài khoản vãng lai hay còn được gọi là phương pháp Greenspan-Guidotti mở rộng; phương pháp kết hợp bằng cách so sánh các phương pháp truyền thống và chênh lệch dự trữ ngoại hối; phương pháp kết hợp cả ba phương pháp truyền thống phổ biến và lý thuyết của xuất nhập khẩu Shcherbakov (2002) khi đo lường DTNHTU cho nền kinh tế Nga. Đến năm 2011, IMF đề xuất một phương pháp để đo lường mức DTNHTU dành cho các nền kinh tế mới nổi là phương pháp ARA EM. Phương pháp này được IMF hoàn thiện dần và đến nay

2016 của chính thức hàng đầu áp dụng. Phương pháp này có lợi ích mang DTNHTU dựa trên cơ sở rằng DTNH phải mở tài trợ cho các tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính. Tuy nhiên, điểm chung của các phương pháp này là dựa vào quy tắc kinh nghiệm hình thành các tiêu chuẩn tốt và áp dụng chung các tiêu chuẩn này cho tất cả các quốc gia. Vì thế, các phương pháp nói trên có vẻ chung thành phương pháp có lợi ích theo kinh nghiệm. Về phương pháp này, một số nghiên cứu từ Việt Nam cũng đã xem xét ba phương pháp truyền thống phải dựa vào so sánh các tiêu chuẩn và đi từ góc độ chi phí (DTNHTT), có thể kể đến nghiên cứu của Nguyễn Thị Xuân Phương (2012) hoặc của Lê Thị Thuận Nghĩa và Phạm Thị Hoàng Anh (2013). Gần đây, khi nghiên cứu về tác động của DTNH đến nền kinh tế vĩ mô ở Việt Nam, Trần Kim Anh (2018) cũng đã đánh giá quy mô DTNH của Việt Nam dựa vào các chỉ tiêu bên ngoài ngân hàng, cung tiền và M2 và doanh số nhập khẩu hay nói cách khác là dựa vào các phương pháp truyền thống. Tuy nhiên, về việc phương pháp ARA EM của IMF xuất hiện đây, tác giả chưa thấy có nghiên cứu nào từ Việt Nam xem xét phương pháp này tính DTNHTU của Việt Nam.

Phương pháp có lợi ích theo kinh nghiệm áp dụng theo một chu trình mà không thay đổi bất cứ quốc gia nào nên hiện nhiên phương pháp này không thể áp dụng hiện tại cho tất cả các quốc gia do bối cảnh kinh tế của các quốc gia là khác nhau. Vì vậy, một phương pháp tiếp theo là ra cách nhìn nhận linh hoạt hơn, dựa vào tình hình kinh tế riêng biệt của mỗi quốc gia tìm ra các DTNHTU cho riêng quốc gia. Đó chính là dựa vào các yếu tố như hàng năm DTNH xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH và có lợi ích mang DTNHTU. Do đó, phương pháp này có thể coi là phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng năm DTNH có lợi ích mang DTNHTU. Trong các nghiên cứu về phương pháp này, nghiên cứu của Edison (2003) nổi bật lên vì đã xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH và tìm ra mối liên hệ hàng năm như khái quát của các phương diện như hàng năm DTNH dựa trên dữ liệu của 122 nước trong giai đoạn 1980 - 2002. Vì thế, nhiều nghiên cứu sau đã thừa nhận và xem xét mô hình của Edison (2003) xây dựng nên mô hình nghiên cứu của họ theo phương pháp dựa vào các yếu tố như hàng năm DTNH. Các nghiên cứu này có thể kể đến như nghiên cứu của Gosselin và Parent (2005)

xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho tám nước miền Đông Nam Á là Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Singapore và Thái Lan; Khan và Ahmed (2005) xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho Pakistan; Prabheesh và cộng sự (2007) hoặc Sehgal và Sharma (2008) cùng với Nainwal và cộng sự (2013) đã xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH cho nhóm các nước trong khu vực DTNHTU; Afrin và cộng sự (2014) hoặc Chowdhury và cộng sự (2014) xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho Bangladesh. Tại Việt Nam, cộng đồng nghiên cứu về vấn đề này đã xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho Việt Nam như sau (đi kèm hình ảnh minh họa là một công trình đồ thị ghi lại kết quả nghiên cứu khoa học “Nhà kinh tế trẻ - Năm 2010” của nhóm sinh viên trường Đại học Kinh tế TP.HCM vào năm 2010. Công trình này nghiên cứu về các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH Việt Nam và xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho Việt Nam dựa trên mô hình của Edison (2003).

Song song với hai phương pháp trên, một phương pháp thứ ba cũng được triển khai khá lâu, có nền tảng lý thuyết khoa học và vững chắc nhờ nghiên cứu về vấn đề này. Đó là phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH trong các nước DTNHTU. Nghiên cứu kinh tế học về phương pháp này là Heller (1966). Ông cho rằng lợi ích của DTNH là dùng tài trợ nhằm tránh xảy ra thâm hụt trong cân bằng thanh toán và không bị mất khoản chi phí đầu tư chi trả cân bằng trên các cân bằng thanh toán, hay khoản chi phí đầu tư chi trả này là lợi ích của việc nhập khẩu hàng hóa. Còn khoản chi phí thực tế chính là chi phí của việc nhập khẩu hàng hóa. Các nước DTNHTU chính là các nước DTNH mà tại đó, tổng các khoản chi phí đầu tư chi trả và chi phí thực tế là âm tính. Vấn đề cách thức tính toán “chi phí – lợi ích” của Heller (1966), nghiên cứu đã đưa ra các mô hình khác nhau trong các nước DTNHTU như sau trong đó, có hai mô hình nghiên cứu về sau thường gặp nhất và vấn đề là mô hình của Frankel và Jovanovic (1981) và mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992). Mô hình của Frankel và Jovanovic (1981) khá đơn giản, chỉ có hai biến quan trọng là số vốn đầu tư tự nhiên của DTNH (đầu tư cho lợi ích của DTNH) và thu nhập bình quân đầu người (chi phí của DTNH) nên nghiên cứu về sau về vấn đề này. Một số nghiên cứu điển hình như nghiên cứu của Ramachandran (2004) về các nước DTNHTU của Ấn Độ; Silva và Da Silva (2004) nghiên cứu về các nước DTNHTU của Brazil; Hee-Ryang Ra (2007) xác định các

DTNHTU của Hàn Quốc; Shijaku (2012) về công nghệ DTNHTU của Albania; Sinem và Nebiye (2014) tính toán mô hình DTNHTU của Thổ Nhĩ Kỳ. Trong khi đó, Ben-Bassat và Gottlieb (1992) xây dựng mô hình công nghệ DTNHTU có tính bền vững và thân thiện môi trường. Đây là một yếu tố cần thiết để các quốc gia đang phát triển và mới nổi nên mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có thể áp dụng cho các quốc gia này. Các nghiên cứu điển hình về mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có thể kể đến là Ozyildirim và Yaman (2005) về công nghệ DTNHTU của Thổ Nhĩ Kỳ; Tecnica (2012) về công nghệ DTNHTU của Colombia; Prabheesh (2013) xây dựng mô hình và công nghệ DTNHTU của Ấn Độ; Tule và cộng sự (2015) về công nghệ DTNHTU của Nigeria. Riêng tại Việt Nam, có lẽ do phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNHTU công nghệ DTNHTU tính toán khá phức tạp nên mặc dù tác giả đã cố gắng tìm kiếm những nghiên cứu nào về mô hình phương pháp này về công nghệ DTNHTU cho Việt Nam.

Rõ ràng các nghiên cứu về DTNHTU tại Việt Nam còn quá ít. Thêm vào đó, về phía Ngân hàng Nhà nước (NHNN), các quy định và công bố về DTNHTU còn chưa có thể hiện. Nghị định 50/2014/NĐ-CP về quản lý DTNH nhà nước cũng chỉ đề cập yêu cầu NHNN đưa ra hình thức và nội dung DTNH hợp lý nhằm đảm bảo tính an toàn, thanh khoản và sinh lời. Nghị định này hoàn toàn chưa đề cập yêu cầu NHNN xác định mô hình DTNHTU. Do vậy, DTNHTU còn chưa được quan tâm nhiều tại Việt Nam nên trong quá trình tìm kiếm các nghiên cứu về DTNHTU, tác giả cố gắng nghiên cứu những nhà khoa học có một số lý thuyết về DTNHTU về cơ bản và trình bày ngắn gọn, mang tính khoa học tại Việt Nam.

1.1.3. Khe hở nghiên cứu

Thông qua các nghiên cứu liên quan tìm hiểu về DTNHTU và các phương pháp chính về công nghệ DTNHTU, về mặt không gian nghiên cứu, tác giả nhận ra rằng mặc dù các nghiên cứu về DTNHTU của các quốc gia trên thế giới đã có rất nhiều nhưng nghiên cứu về DTNHTU tại Việt Nam còn quá ít, kể cả về phía NHNN. Vì vậy, một số khe hở nghiên cứu về DTNHTU về phương diện không gian nghiên cứu tại Việt Nam về các tác giả nhìn nhận như sau.

Th nhất, nghiên cứu về mô hình DTNHTU mô phỏng xu hướng dài hạn trên thị trường chứng khoán Việt Nam, lĩnh vực này vẫn chưa có chú ý và chưa có nghiên cứu nào của Việt Nam trình bày về cơ sở lý thuyết của DTNHTU và các phương pháp ước lượng mô hình DTNHTU. Vì vậy, góp phần làm rõ hệ thống này, về các tài liệu thu thập cùng với phạm vi hiểu biết của mình, tác giả trình bày cơ sở lý thuyết về DTNHTU và các phương pháp ước lượng mô hình DTNHTU trong luận án một cách rõ ràng và chi tiết nhất trong khả năng.

Th hai, trong các phương pháp ước lượng theo kinh nghiệm ước lượng mô hình DTNHTU, phương pháp ước lượng ARA EM do IMF đưa ra xu hướng khá lâu. IMF khuyến cáo hoàn thiện và hướng dẫn áp dụng trong năm 2016. Trong khi đó, phương pháp ước lượng này là dành cho các nước mới nổi, các IMF ước lượng và thực nghiệm trên dữ liệu của các nước mới nổi nên hoàn toàn có thể áp dụng cho một nước đang phát triển như Việt Nam. Tuy nhiên, vì các khuyến nghị áp dụng khá lâu nên tác giả chưa tìm thấy nghiên cứu nào tại Việt Nam về phương pháp này và thực nghiệm phương pháp này. Do đó, luận án sẽ thực nghiệm phương pháp này cho Việt Nam để xem thêm một phương pháp xác định mô hình DTNHTU cho quốc gia.

Th ba, trong phương pháp ước lượng mô hình DTNHTU theo cách tiếp cận chi phí – lợi ích của DTNH, mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có tính ưu việt rõ rệt hơn quốc gia hay rõ rệt hơn là một trung tâm của các nước đang phát triển hoặc mới nổi. Do vậy, ước lượng mô hình DTNHTU theo mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có thể áp dụng vì một nước đang phát triển như Việt Nam. Trong khi đó, tác giả cũng chưa tìm ra một nghiên cứu nào tại Việt Nam thực nghiệm mô hình này. Vì những lý do này, trong phương pháp ước lượng mô hình DTNHTU cho Việt Nam theo cách tiếp cận chi phí – lợi ích của DTNH, luận án thực nghiệm mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) nhằm giới thiệu thêm một cách thức xác định mô hình DTNHTU cho Việt Nam.

1.1.4. Sơ lược về nghiên cứu đối tượng nghiên cứu Việt Nam

Nhằm mục 1.1.1. đã phân tích, từ năm 2010 trở lại, tác giả tìm hiểu DTNH của Việt Nam rất nhiều tài liệu nên nguồn DTNH khá dồi dào. Vì vậy, trong phiên họp Chính

phần thống kê vào tháng 04/2015, làm rõ ưu tiên chính phủ đã đưa ra ngành ngân hàng NHNN cần phải hỗ trợ và Tài chính, Bộ Kế hoạch và Đầu tư cho ngân sách vay từ nguồn DTNH của các gia đình bổ sung vốn cho đầu tư phát triển. Vấn đề này đã làm dấy lên nhiều luồng ý kiến đồng tình và không đồng tình. Tuy nhiên, ngành này của chính phủ cho thấy có một vấn đề: NHNN nên nắm giữ trong tay một lượng DTNH mà chấp lý như thế nào hay là lượng DTNHTU mà cần sẵn sàng thể hiện ứng vai trò của DTNH. Nếu DTNH vượt trên mức này thì NHNN và Chính phủ có thể sẽ đóng phần vốn từ đầu tư vào các hoạt động kinh tế.

Bên cạnh đó, vì việc phân tích khe hở nghiên cứu từ mục 1.1.3, DTNHTU và các phương pháp quản lý của DTNHTU cần chú ý và nghiên cứu nhiều từ Việt Nam, vì vậy đây cho thấy nghiên cứu về DTNHTU từ Việt Nam là rất cần thiết.

Chính vì thế, tác giả quy định lại sách tài “**Cải cách quản lý ngân hàng Việt Nam**” làm tài liệu nghiên cứu cho luận án tiến sĩ vì mong muốn là Việt Nam sẽ chuyển đổi lượng DTNH chấp lý, phù hợp với tình hình kinh tế thị trường trong từng giai đoạn và dành nguồn tài lực cho các hoạt động kinh tế khác nhằm thúc đẩy tăng trưởng và phát triển. Thêm vào đó, tác giả cũng mong muốn tài liệu nghiên cứu sẽ góp phần làm phong phú thêm cơ sở lý thuyết về DTNHTU của Việt Nam và xuất hiện những phương pháp quản lý của DTNHTU phù hợp cho Việt Nam.

1.2. M C TIÊU NGHIÊN C U

1.2.1. M c tiêu chung

M c tiêu chung của luận án là lại sách tài phương pháp quản lý của DTNHTU phù hợp cho Việt Nam, từ đó đưa ra các gợi ý chính sách cho các quan quản lý nhà nước để khắc phục những hạn chế của phương pháp quản lý hiện tại.

1.2.2. M c tiêu c th

hoàn thành m c tiêu chung, luận án cần đạt các m c tiêu c th :

Thứ nhất, luận án làm rõ ba phương pháp chính quản lý của DTNHTU trên thị trường hiện nay.

Th hai, dựa trên bối cảnh và dữ liệu kinh tế Việt Nam, luận án thực nghiệm bằng phương pháp chính cho Việt Nam, có thể:

- (i) có thể chứng minh rằng DTNHTU của Việt Nam bằng phương pháp có thể phù hợp theo kinh nghiệm.
- (ii) có thể chứng minh rằng DTNHTU của Việt Nam bằng phương pháp dựa theo các yếu tố như hình thức DTNH.
- (iii) có thể chứng minh rằng DTNHTU của Việt Nam bằng phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH.

Th ba, luận án lựa chọn phương pháp có thể chứng minh rằng DTNHTU phù hợp cho Việt Nam bằng phương pháp chính này. Trên cơ sở kết quả thực nghiệm của phương pháp lựa chọn, nghiên cứu so sánh mô hình DTNHTU có thể chứng minh về mặt định tính (DTNHTT), luận án đưa ra các gợi ý chính sách cho cơ quan quản lý nhà nước.

1.3. CÂU HỎI NGHIÊN CỨU

Vì các mục tiêu nghiên cứu cụ thể nêu trên, các câu hỏi nghiên cứu liên quan được trình bày sau:

Một là, bằng phương pháp chính có thể chứng minh rằng DTNHTU hiện nay trên thị trường có cách thức thể hiện như thế nào?

Hai là, dựa trên bối cảnh và dữ liệu kinh tế Việt Nam, khi tiến hành thực nghiệm có thể chứng minh rằng DTNHTU:

- (i) có thể thể hiện những cách thức có thể phù hợp nào để áp dụng phương pháp có thể phù hợp theo kinh nghiệm?
- (ii) có thể xây dựng và thể hiện mô hình như thế nào để áp dụng dựa theo các yếu tố như hình thức DTNH?
- (iii) có thể sử dụng cách thức thực nghiệm mô hình như thế nào để áp dụng dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH?

Ba là, phương pháp nào trong ba phương pháp chính là phù hợp với Việt Nam? Những gợi ý chính sách nào liên quan đến kết quả thực nghiệm của phương pháp phù hợp nên được đưa ra cho cơ quan quản lý nhà nước?

1.4. IT NG NGHIÊN C U VÀ PH M VI NGHIÊN C U

1.4.1. i t ng nghiên c u

i t ng nghiên c u c a lu n án chính là c l ng m c DTNHTU. T vi c xác nh i t ng nghiên c u nh trên, lu n án i sâu vào tìm hi u các ph ng pháp c l ng m c DTNHTU trên th gi i hi n nay bao g m ba ph ng pháp chính là o l ng theo kinh nghi m, d a theo các y t nh h ng n DTNH, d a theo chi phí – l i ích c a DTNH và c l ng m c DTNHTU c a Vi t Nam theo t ng ph ng pháp, ng th i l a ch n ph ng pháp phù h p cho Vi t Nam.

1.4.2. Ph m vi nghiên c u

V m t không gian, ph m vi nghiên c u là Vi t Nam vì nghiên c u h ng n m c tiêu c l ng m c DTNHTU c a Vi t Nam.

V m t th i gian, ph m vi nghiên c u c xác nh trong giai o n 2005 – 2017. Trong giai o n này, d li u c l y theo n m ho c quý tùy thu c vào t ng ph ng pháp c l ng m c DTNHTU.

S d m c th i i m 2005 c l a ch n vì s s n có ng nh t c a các d li u k t th i i m này. Ngoài ra, m c th i i m 2005, Vi t Nam b t u h i nh p sâu h n v i th gi i v i b i c nh th ng m i qu c t c gia t ng chu n b cho vi c gia nh p WTO vào 2007 và th tr ng ch ng khoán c ng kh i s c, lu ng v n u t gián ti p c a các nhà u t n c ngoài c ng ra vào Vi t Nam nh n nh p h n. Vì v y, s bi n ng c a tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính c ng m nh h n, c n s tài tr t DTNH nh là t m m thanh kho n nên nhu c u DTNH gia t ng. ng th i, m c th i i m g n v i hi n t i có th thu th p y d li u cho mô hình nghiên c u là 2017. Do ó, th i i m th c hi n nghiên c u là cu i 2018 và u 2019, giai o n 2005 – 2017 c l a ch n làm th i gian nghiên c u là phù h p th c hi n tài c l ng m c DTNHTU c a Vi t Nam.

1.5. PH NG PHÁP NGHIÊN C U VÀ D LI U NGHIÊU C U

1.5.1. Ph ng pháp nghiên c u

Các ph ng pháp nghiên c u c s d ng trong lu n án bao g m c ph ng pháp nh tính và ph ng pháp nh l ng.

1.5.1.1. Phương pháp nh tính

Lưu án sử dụng các phương pháp liệt kê, phân tích, so sánh, tổng hợp các lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm để chỉ ra các tiêu chí thực tiễn và mặt phân biệt tiêu chí thực tiễn hai, bao gồm hình thành các lý thuyết về DTNH, mô hình DTNHTU và làm rõ ba phương pháp chính để lập mô hình DTNHTU bao gồm: lập mô hình theo kinh nghiệm, dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH, dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH để xây dựng mô hình thực nghiệm phù hợp cho Việt Nam theo từng phương pháp.

Lưu án cũng sử dụng phương pháp thống kê, mô tả và phân tích kết quả nghiên cứu, so sánh mô hình DTNH thực tế và lý thuyết, so sánh các phương pháp để lập mô hình để chỉ ra các tiêu chí thực tiễn ba là lựa chọn phương pháp phù hợp cho Việt Nam và gợi ý chính sách cho các quan quản lý nhà nước.

1.5.1.2. Phương pháp nh lập

Để chỉ ra các tiêu chí thực tiễn hai, nhóm để lập mô hình DTNHTU của Việt Nam theo ba phương pháp, lưu án sử dụng:

- Phương pháp phân tích chi phí – lợi ích và các chi phí để hình thành các tiêu chuẩn sản phẩm có những đặc điểm để lập mô hình DTNHTU và thứ tự ưu tiên kỹ thuật và vị trí phương pháp lập mô hình theo kinh nghiệm.
- Các phương pháp kinh tế để chỉ ra những phân biệt mô hình Stata 13.0 để vị trí hai phương pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH, cụ thể như sau.

Một là, để chỉ ra phương pháp ARCH. Phương pháp này dùng để tính số biến ngẫu nhiên của xu hướng và số biến ngẫu nhiên của giá là các biến ngẫu nhiên thích trong mô hình để lập mô hình DTNHTU và vị trí phương pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH. Thứ hai, phương pháp ARCH này còn để sử dụng để tính số biến ngẫu nhiên của biến ngẫu nhiên gián tiếp là biến ngẫu nhiên thích trong mô hình tính xác suất biến ngẫu nhiên của gia nhập để lập mô hình DTNHTU và vị trí phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH. Số biến ngẫu nhiên để chỉ ra những phân biệt mô hình tính theo phương pháp này sẽ chính xác hơn cách tính để chỉ ra những phân biệt mô hình tính theo mô hình kinh tế và vị trí phương pháp này

tính toán giá trị trung bình cho các quan sát không chia trung bình nh cách tính l ch chu n theo m t s k nh t nh.

Hai là, th c hi n ph ng pháp L c HP (Hodrick – Prescott Filter). Ph ng pháp này dùng tính t c t ng tr ng GDP tỉ m n ng c a Vi t Nam n u không x y ra kh ng ho ng 2008 và so sánh v i t c t ng GDP th c t nh m xác nh chi phí t n th t v n c a qu c gia trong mô hình c l ng m c DTNHTU v i ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH.

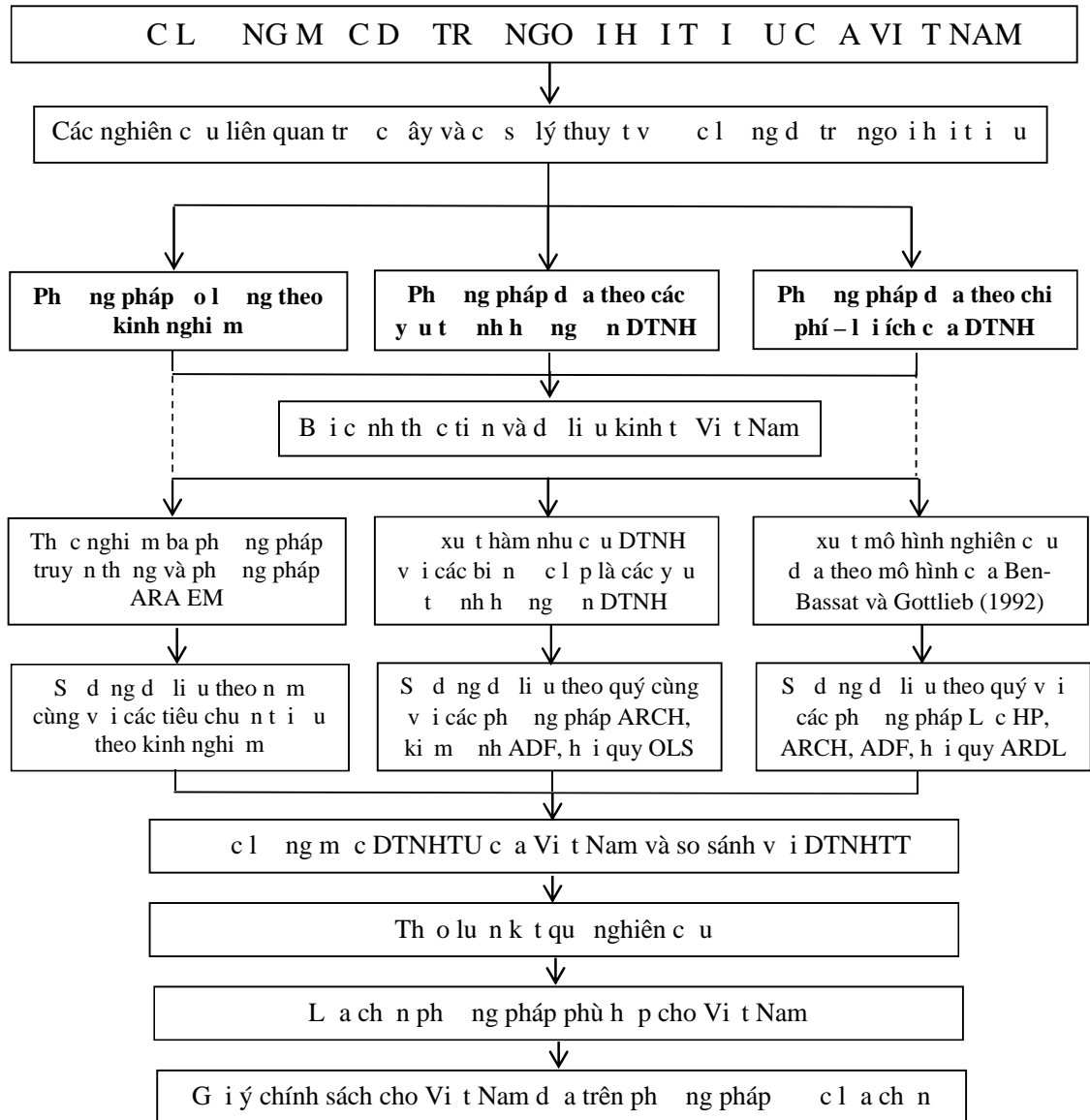
Ba là, th c hi n ph ng pháp ki m nh nghi m n v Dickey-Fuller m r ng (ADF test), mô hình h i quy a bi n theo ph ng pháp OLS và mô hình h i quy ARDL. Mô hình th c nghi m dùng tính toán m c DTNHTU nên thu c d ng mô hình d báo. V i mô hình d báo, các chu i th i gian ph i d ng nh m m b o h i quy không b gi m o và v i c d báo c chính xác. Vì v y, ph ng pháp ki m nh nghi m n v ADF c s d ng ki m nh tính d ng c a các bi n. Có th có các tr ng h p x y ra: (i) N u t t c các bi n (bi n ph thu c và các bi n c l p) u d ng b c I(0) thì có th s d ng ph ng pháp OLS cho mô hình h i quy a bi n c l ng mô hình d báo trong dài h n. (ii) N u t t c các bi n d ng b c I(1) thì ki m nh ng liên k t c a Johansen có th c áp d ng xây d ng mô hình d báo b ng ph ng trình ng liên k t th hi n m i quan h trong dài h n gi a bi n ph thu c và các bi n c l p. (iii) N u t t c các bi n không cùng d ng b c I(0) ho c I(1) thì mô hình h i quy ARDL có th c s d ng và v a ph ng trình cân b ng trong dài h n c a mô hình ARDL chính là mô hình d báo.

Trong mô hình c l ng m c DTNHTU v i ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH, sau khi ki m nh tính d ng các bi n trong mô hình, t t c các bi n u d ng b c I(0) nên ph ng pháp OLS cho mô hình h i quy a bi n c s d ng xác nh mô hình c l ng m c DTNHTU cho dài h n.

Khi c l ng m c DTNHTU v i ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH, vì các bi n trong mô hình tính phí bù p r i ro không cùng d ng b c I(0) ho c I(1) nên mô hình h i quy ARDL c áp d ng tìm ra hàm tính phí bù p r i ro hay hàm xác su t v n c a qu c gia là ph ng trình cân b ng trong dài h n c a mô hình ARDL.

1.5.1.3. Quy trình nghiên cứu

Các phương pháp nh tính và nh l ng nói trên c áp d ng xây d ng mô hình th c nghi m v DTNHTU c a Vi t Nam theo ba ph ng pháp chính, th c hi n các mô hình này, l a ch n ph ng pháp phù h p cho Vi t Nam và g i ý chính sách t k t qu th c nghi m c a ph ng pháp c l a ch n. Toàn b quá trình này c tóm t t trong quy trình nghiên cứu sau ây.



Hình 1.1. Quy trình nghiên cứu c a lu n án

Ng u n: Tác gi t ng h p

1.5.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu của DTNHTU của Việt Nam theo ba phương pháp, dữ liệu thực tế theo năm và quý trong giai đoạn 2005 – 2017 cho 11 loại dữ liệu gồm DTNH, doanh số nhập khẩu, doanh số xuất khẩu, vốn đầu tư gián tiếp, nợ nước ngoài ngắn hạn, cung tiền rộng M2, GDP theo giá hiện hành, tỷ giá VND/USD, thâm hụt ngân sách nhà nước, lãi suất cho vay VND, lãi suất LIBOR USD kỳ hạn 3 tháng. Các loại dữ liệu này được thu thập từ các nguồn uy tín như IFS, Bloomberg, ADB, Worldbank, CEIC Data, ICE, Tổng cục Thống kê, NHNN, Bộ Tài chính.

Trong đó, dữ liệu thực tế theo năm được sử dụng để kiểm tra tính chính xác của mô hình DTNHTU cho phương pháp đo lường theo kinh nghiệm. Còn lại với hai phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng tồn kho DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH, dữ liệu thực tế theo quý với mục đích thêm nữa quan sát thêm giá trị tính chính xác của mô hình.

1.6. ĐÓNG GÓP MÔ HÌNH ALU NÁN

1.6.1. Đóng góp về mặt thực tiễn

Thứ nhất, mô hình DTNHTU của quốc gia là một lĩnh vực chưa được quan tâm và có rất ít nghiên cứu tại Việt Nam. Trên cơ sở tổng hợp những lý thuyết và nghiên cứu thực tiễn trên thế giới, luận án đã trình bày rõ ràng lý thuyết và phương pháp chính yếu của mô hình DTNHTU bao gồm phương pháp đo lường theo kinh nghiệm, phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng tồn kho DTNH và phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH mà các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam chưa hề đề cập. Như vậy, luận án góp phần làm phong phú thêm lý thuyết về DTNHTU cho những học giả trong lĩnh vực kinh tế của Việt Nam.

Thứ hai, phương pháp ARA EM do IMF xuất phát từ phương pháp đo lường theo kinh nghiệm và phương pháp của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) dựa vào cách tiếp cận chi phí – lợi ích của DTNH là những phương pháp của mô hình DTNHTU mà tác giả vẫn chưa tìm thấy nghiên cứu và thực nghiệm tại Việt Nam. Bằng cách tiến hành nghiên cứu cho Việt Nam, luận án đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam về hai phương pháp này cho những học giả về mô hình DTNHTU.

1.6.2. óng góp v m t th c ti n

Th nh t, ph ñng pháp ARA EM thu c ph ñng pháp o l ñng theo kinh nghi m do IMF nghi n c u và xu t c d a trên d li u c a các n c ang phát tri n và m i n i. Ph ñng pháp c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) theo cách tí p c n chi phí - l i ích c a DTNH d a trên c thù r i ro v n c a các qu c gia ang phát tri n và m i n i ñ hình thành mô hình. Vì v y, hai ph ñng pháp m i này r t phù h p tí n hành th c nghi m cho Vi t Nam. Ngoài ra, ph ñng pháp xây d ñng hàm nhu c u DTNH d a theo các y u t ñnh h ñng n DTNH c l ñng m c DTNHTU th hi n c s g n k t v i b i c nh c thù c a qu c gia trong t ñng giai o n nên c ñng phù h p th c nghi m cho Vi t Nam. Thông qua nh ñng th c nghi m này, lu n án mu n cung c p thêm m t s ph ñng pháp c l ñng m c DTNHTU cho Vi t Nam, góp ph n giúp Vi t Nam có nhi u c s l a ch n cách th c xác ñnh m c DTNHTU c a qu c gia.

Th hai, v i k t qu th c nghi m c l ñng m c DTNHTU theo ba ph ñng pháp và so sánh v i DTNHHT, c ba ph ñng pháp u i n m t k t lu n chung r ñng Vi t Nam c n tí p t c gia t ñng DTNH trong th i gian t i nh ñng c n th c hi n có k ho ch và không c n thi t y m nh t c tích l y DTNH. D a trên k t lu n này và k t qu th c nghi m c a ph ñng pháp d a theo chi phí - l i ích c a d tr ñng o i h i là ph ñng pháp c l a ch n áp d ñng cho Vi t Nam th i i m hi n t i, lu n án a ra các g i ý thích h p cho c quan qu n lý nhà n c có th c l ñng tr c m c DTNHTU cho n m k ho ch c ñng nh th c hi n ñng th i ki m soát m c DTNHTU và gia t ñng DTNHHT trong th i gian t i, nh m m b o Vi t Nam có th s d ñng hi u qu nh t ñng n v n qu c gia.

1.7. B C C C A L U N Á N

Lu n án g m 5 ch ñng nh sau:

Ch ñng 1: Gi i thi u nghi n c u

Ch ñng này gi i thi u t ñng quát v nghi n c u bao g m nêu lên c s cho vi c l a ch n tài nghi n c u trong ó có c p khe h nghi n c u, trình bày m c tiêu nghi n c u, câu h i nghi n c u, i t ñng và ph m vi nghi n c u, ph ñng pháp và d li u nghi n c u, óng góp m i và b c c c a lu n án hay tài nghi n c u.

Chương 2: Cơ sở lý thuyết về công nghệ DTNHTU

Chương này tập trung nêu lên cơ sở lý thuyết về DTNH, công nghệ DTNHTU, một số phương pháp chính công nghệ DTNHTU bao gồm phương pháp phân tích theo kinh nghiệm, phương pháp dựa theo các yếu tố nhân DTNH, phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH cũng như phân tích các nghiên cứu thực nghiệm trực tiếp liên quan đến các phương pháp này và rút ra các nhận xét nhằm giúp xây dựng các mô hình thực nghiệm cho Việt Nam trong chương 3.

Chương 3: Xây dựng mô hình công nghệ DTNHTU của Việt Nam

Chương này xây dựng mô hình công nghệ DTNHTU của Việt Nam theo phương pháp chính. Chủ đề là lựa chọn các phương pháp phân tích phù hợp với Việt Nam trong các loại phương pháp phân tích theo kinh nghiệm cũng như thiết kế mô hình thực nghiệm phù hợp cho Việt Nam dựa vào hai phương pháp dựa theo các yếu tố nhân DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH.

Chương 4: Kết quả công nghệ DTNHTU của Việt Nam

Chương này đi vào phân tích thực trạng DTNH của Việt Nam về mặt quy mô và cấu trúc. Chương này cũng thực nghiệm các cách thức phân tích theo kinh nghiệm phù hợp cho Việt Nam cũng như trình bày về các hiện tượng và kết quả hai mô hình thực nghiệm cho Việt Nam của hai phương pháp dựa theo các yếu tố nhân DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH. Sau đó, các phân tích và thảo luận kết quả thực nghiệm cũng như nêu ra trên cơ sở so sánh các công nghệ DTNHTU tìm kiếm và công nghệ DTNHTT của Việt Nam theo từng phương pháp.

Chương 5: Kết luận và hàm ý chính sách cho Việt Nam

Đầu tiên, chương này nêu lên các kết luận ngắn gọn về kết quả nghiên cứu chính. Tiếp theo, dựa trên cách thức xây dựng mô hình và kết quả nghiên cứu cũng như bối cảnh thực tiễn của Việt Nam, phương pháp chính công nghệ DTNHTU được so sánh nhằm lựa chọn phương pháp phù hợp nhất cho Việt Nam. Cuối cùng, dựa vào kết quả nghiên cứu của phương pháp lựa chọn, chương này đưa ra những gợi ý chính sách thích hợp cho Việt Nam. Cuối cùng, các hạn chế khi thực hiện nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo cũng được nêu rõ.

KẾT LUẬN CHUNG 1

Trong chương này, tác giả đã giới thiệu khái quát về nghiên cứu của luận án nghiên cứu có thể dựa trên hình dung về nghiên cứu. Trước tiên, chương 1 nêu lên sự cần thiết nghiên cứu về mô hình DTNHTU thông qua bối cảnh hiện hành của thị trường và Việt Nam để không ngừng gia tăng DTNH. Tuy nhiên, DTNH tốt nên chi phí nhân công còn quá cao là chi phí chính. Do đó, nhân công quá nhiều ngoài thị trường không phải là tốt mà chính là cần DTNH và hay thay đổi. Tiếp theo, sự cần thiết của nghiên cứu về DTNHTU được trình bày thông qua đó, các kết quả nghiên cứu của ra đời trên nền nghiên cứu về DTNHTU tại Việt Nam còn quá ít. Tiếp theo, sự cần thiết thực hiện tài nghiên cứu DTNHTU cho Việt Nam cũng được trình bày. Chương này cũng nêu lên mục tiêu nghiên cứu của luận án là lựa chọn phương pháp kiểm định mô hình DTNHTU phù hợp cho Việt Nam, từ đó đưa ra các gợi ý chính sách cho quan quản lý nhà nước để kết quả thực nghiệm của phương pháp lựa chọn. Ngoài ra, chương 1 cũng nói rõ nội dung nghiên cứu là DTNH và mô hình DTNHTU cùng với phạm vi nghiên cứu là Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017. Thêm vào đó, chương 1 cũng trình bày phương pháp nghiên cứu bao gồm các phương pháp như tính toán, mô phỏng, phân tích, so sánh, tổng hợp để làm rõ các giả thuyết về DTNHTU và xây dựng mô hình thực nghiệm, các phương pháp như kiểm định phương pháp ARCH, Kiểm định HP, ADF, OLS, ARDL để tiến hành các mô hình thực nghiệm. Về nội dung nghiên cứu, chương 1 cũng nêu rõ có 11 nội dung lý luận và quý tài liệu các nguồn uy tín như IFS, World Bank, ADB, Bloomberg... và cách thức xử lý dữ liệu. Song song đó, chương 1 nêu rõ các đóng góp của luận án về hai khía cạnh thực tiễn và học thuật. Về mặt thực tiễn, luận án đóng góp cũng như làm phong phú thêm các giả thuyết về DTNHTU và ba phương pháp kiểm định mô hình DTNHTU cho thực tiễn Việt Nam ngoài ra cũng đề xuất cho thực tiễn thị trường để nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam của hai phương pháp mới là ARA EM và mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992). Về mặt học thuật, luận án đóng góp phần giúp Việt Nam có thêm sự lựa chọn cách xác định mô hình DTNHTU cũng như thông qua sự so sánh DTNHTU và DTNHHT, luận án đề xuất gợi ý chính sách phù hợp cho quan quản lý nhà nước. Cuối cùng, chương 1 nêu lên các kết luận là gồm 5 chương và nội dung khái quát của từng chương.

CHƯƠNG 2: CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ CÔNG NGHỆ MÔ HÌNH TRUNG QUỐC HIỆN TẠI

Trong chương này, tác giả trình bày cơ sở lý thuyết DTNH, mô hình DTNHTU và phương pháp chính công nghệ mô hình DTNHTU. Đồng thời, chương này cũng khảo sát các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về mô hình DTNHTU theo phương pháp và rút ra các nhận xét làm cơ sở xây dựng các mô hình nghiên cứu thực nghiệm.

2.1. DỮ LIỆU HIỆN TẠI

2.1.1. Khái niệm ngoại hối

Ngoại hối bao gồm các phương tiện thanh toán cơ sở dùng trong thanh toán quốc tế. Như vậy, phạm vi mở rộng quốc gia, ngoại hối là những phương tiện thanh toán quốc tế chính thức bao gồm bản nội chính là ngoại tệ (gồm có SDR – Quy định rút vốn của Quỹ) đối với các hình thức tín dụng, tín dụng trên tài khoản và các phương tiện khác như xem nhận tín dụng hối toán séc du lịch, thanh toán...; các loại giấy tờ có giá ghi bằng ngoại tệ như kỳ phiếu, trái phiếu, chứng phiếu...; vàng tiêu chuẩn quốc tế; tín dụng quốc gia sử dụng trong thanh toán quốc tế (Nguyễn Văn Tiến, 2010).

Tại Việt Nam, theo Khoản 1, Điều 4 của Pháp lệnh ngoại hối số 28/2005/PL-UBTVQH11 ngày 13/12/2005, ngoại hối được thể hiện chi tiết như sau về định nghĩa chung nói trên. Cụ thể, ngoại hối bao gồm:

a) Tiền tệ của quốc gia khác hoặc tiền chung châu Âu và tiền chung khác cơ sở dùng trong thanh toán quốc tế và khu vực (sau đây gọi là ngoại tệ);

b) Phương tiện thanh toán bằng ngoại tệ, giấy séc, thanh toán, hối phiếu đòi nợ, hối phiếu nhàn nhàn và các phương tiện thanh toán khác;

c) Các loại giấy tờ có giá bằng ngoại tệ, giấy trái phiếu Chính phủ, trái phiếu công ty, kỳ phiếu, chứng phiếu và các loại giấy tờ có giá khác;

d) Vàng thu nhập từ ngoại hối nhà nước, trên tài khoản nước ngoài của ngân hàng; vàng dự trữ ngoại hối, thặng dư, miêng trong trường hợp mang vào và mang ra khỏi lãnh thổ Việt Nam;

) *nguồn tài sản của Cộng hòa xã hội chủ nghĩa Việt Nam trong trường hợp chuyển vào và chuyển ra khỏi lãnh thổ Việt Nam hoặc các số dư trong thanh toán quốc tế.*”

Nội dung này, nội dung là các phần nội dung thanh toán quốc tế bao gồm nội dung, các loại giấy tờ có giá bằng nội tệ, vàng tiêu chuẩn quốc tế và nội tệ các số dư trong thanh toán quốc tế. Vì đây là phần nội dung thanh toán quốc tế nên nội dung gia hạn DTNH và toàn phần DTNH nhằm phục vụ các hoạt động tín dụng của quốc gia có liên quan nội tệ và thanh toán ngoài quốc gia. Vì vậy Việt Nam, theo Pháp lệnh số 06/2013/UBTVQH13 ngày 18/03/2013 và sau đó, bổ sung nội dung của Pháp lệnh nội tệ, NHNN số quyết định DTNH nhằm các nội dung chính sách tín dụng, bổ sung khoản thanh toán quốc tế và toàn DTNH.

2.1.2. Khái niệm dự trữ ngoại hối

Theo IMF (2009), DTNH (reserves) của một quốc gia là những tài sản nước ngoài bằng ngoại tệ và các kim loại quý quan trọng về mặt tín dụng của quốc gia nhằm các mục đích: đáp ứng nhu cầu tài trợ và cân bằng cán cân thanh toán, can thiệp trên thị trường ngoại hối tác động ngắn hạn giá và những mục đích liên quan khác (chẳng hạn như duy trì sự tin tưởng vào nội tệ và nền kinh tế quốc gia, làm giảm chi phí vay nợ nước ngoài như lãi suất). Theo khái niệm này, định nghĩa của IMF về dự trữ ngoại hối bao gồm các nội dung sau: DTNH: tài sản có nước ngoài, phi thị trường nội tệ và ngoại tệ (tài sản tín dụng bằng ngoại tệ), các kim loại quý quan trọng về mặt tín dụng quốc gia, các số dư cho mục đích dự trữ hành chính của các quan chức tín dụng quốc gia. IMF (2009) cũng liệt kê những thành phần của DTNH quốc gia bao gồm vàng, SDR các ngân hàng, và dự trữ tại IMF (ngoại tệ các SDR có thể rút ngay tại IMF và các khoản cho vay tại IMF), ngoại tệ (tín dụng và tín dụng), các loại chứng khoán (chứng khoán nợ và chứng khoán vốn), các công cụ tài chính phái sinh, các tài sản có khác (các khoản nợ và công cụ tài chính khác). Nhìn chung, các thành phần của DTNH theo IMF cũng là các thành phần của ngoại hối theo khái niệm ngoại hối trên, chỉ khác cách thể hiện tên gọi mà thôi.

Trong khi đó, theo Nghị định 50/2014/NĐ-CP ngày 20/05/2014 về quản lý DTNH nhà nước, Việt Nam đưa ra khái niệm DTNH nhà nước và định nghĩa như sau:

“D tr ngo i h i nhà n c là tài s n b ng ngo i h i c th hi n trong b ng cân i ti n t c a NHNN bao g m:

- a) D tr ngo i h i nhà n c chính th c (sau ây g i là d tr ngo i h i chính th c) là ph n tài s n b ng ngo i h i thu c s h u Nhà n c c Chính ph giao cho NHNN tr c ti p qu n lý;
- b) Ti n g i ngo i t và vàng c a các t ch c tín d ng, chi nhánh ngân hàng n c ngoài (sau ây g i là t ch c tín d ng) và Kho b c Nhà n c g i t i NHNN;
- c) Các ngu n ngo i h i khác.”

Nh v y, n u i chi u v i khái ni m d tr ngo i h i qu c gia c a IMF ph i là các tài s n có s n sàng cho s d ng, có th hi u r ng DTNH c a Vi t Nam chính là ph n DTNH chính th c trong khái ni m v DTNH nhà n c. Ngh nh này c ng nói rõ DTNH chính th c bao g m Qu DTNH và Qu bình n t giá và qu n lý th tr ng vàng. Tuy nhiên, hai qu này có th i u chuy n và hoán i ngo i h i cho nhau tùy thu c vào Qu nào ang c n ngo i h i h n. C ng theo Ngh nh này, thành ph n c a DTNH nhà n c bao g m ngo i t ti n m t, ti n g i b ng ngo i t n c ngoài ; ch ng khoán và các gi y t có giá khác b ng ngo i t do Chính ph , t ch c n c ngoài, t ch c qu c t phát hành ; Quy n rút v n c bi t (SDR) d tr t i Qu ti n t qu c t ; Vàng do NHNN qu n lý ; các lo i ngo i h i khác c a Nhà n c. Rõ ràng, các thành ph n này hoàn toàn t ng thích v i các thành ph n c a DTNH theo quy nh c a IMF c ng nh các thành ph n c a ngo i h i theo khái ni m ngo i h i nói trên.

Tóm l i, d a theo quy nh c a IMF, DTNH c a Vi t Nam chính là DTNH chính th c theo Ngh nh 50/2014/N -CP. DTNH chính th c t o nên Qu DTNH ph c v cho m c tiêu i u hành ti n t c a NHNN. Thành ph n c a DTNH Vi t Nam m c dù li t kê chi ti t khá nhi u nh ng có th nói ng n g n l i là bao g m các ngo i t m nh (tính c SDR), các lo i gi y t có giá b ng ngo i t m nh và vàng tiêu chu n qu c t . Các lo i này u có tính thanh kho n cao trong thanh toán qu c t .

2.1.3. Ngu n hình thành d tr ngo i h i

Ngu n hình thành DTNH qu c gia ph n l n là t th ng d trong cán cân thanh toán c a qu c gia. Cán cân thanh toán có các thành ph n chính là cán cân vãng lai, cán

cân v n và cán cân tài chính. Theo Lê Phan Th Di u Th o và Nguy n Tr n Phúc (2015), tr c 2007, giao d ch v n và tài s n tài chính c ho ch toán chung trong cán cân v n. Nh ng t 2007, IMF tách thành hai cán cân riêng bi t: cán cân v n và cán cân tài chính nh m giúp cho vi c phân tích v th u t qu c t c a các qu c gia c d dàng. Trong ó, cán cân v n th hi n các giao d ch nh tài s n c chuy n ra n c ngoài khi ng i c trú nh c n c ngoài và ng c l i, ho c các ho t ng chuy n giao các tài s n vô hình nh th ng hi u, b ng phát minh... gi a qu c gia và n c ngoài, các ho t ng gi m n , xóa n c a qu c gia i v i n c ngoài. Rõ ràng, các giao d ch này là không th ng xuyên d n n cán cân v n chỉ m t tr ng nh và không áng k trong cán cân thanh toán nên có th b qua nó. Vì v y, cán thanh toán th c ch t ch còn hai thành ph n chính y u nh t là cán cân vãng lai và cán cân tài chính. Tuy nhiên, tr ng thái t ng th c a hai cán cân này th ng không cân i nên qu c gia ph i đ tr m t l ng ngo i h i nh t nh m b o th c hi n úng ngh a v t i n t qu c t và giúp n nh cán cân thanh toán trong t ng lai, hình thành nên cán cân đ tr cân b ng v i tr ng thái t ng th c a cán cân vãng lai và cán cân tài chính. Cán cân đ tr bao g m tài s n DTNH hay kho n thay i r òng DTNH và các kho n vay IMF ho c các ngân hàng trung ng khác trong tr ng h p c n bù p cho tài s n đ tr b thi u h t.

N u b qua kho n l i và sai sót c ng nh các kho n vay IMF ho c các ngân hàng trung ng khác, có th di n t nh sau:

$$\begin{aligned} \text{Thay i r òng c a DTNH} &= \text{th ng d / th m h t cán cân (tài kho n) vãng lai} \\ &+ \text{th ng d / th m h t cán cân (tài kho n) tài chính.} \end{aligned}$$

Trong ó, cán cân vãng lai bao g m các thành ph n: cán cân th ng m i (xu t nh p kh u hàng hóa) là thành ph n chỉ m t tr ng ch y u và r t quan tr ng c a cán cân vãng lai; cán cân d ch v (xu t nh p kh u d ch v); thu nh p s c p (quan tr ng nh t là thu nh p t y u t lao ng th hi n dòng t i n vào t lao ng ra n c ngoài làm vi c và g i v và dòng t i n ra t lao ng n c ngoài n làm vi c trong n c); thu nh p th c p (chính là chuy n giao m t chi u trong ó quan tr ng nh t là ki u h i và vi n tr không hoàn l i). Trong các thành ph n nói trên, ch có xu t kh u và nh p kh u hàng hóa c a cán cân th ng m i là áng chú ý nh t vì chúng có giá tr l n nh t và s bi n ng c a hai y u t này s gây nên xáo tr n cho cán cân

thặng mĩ và cán cân vãng lai. Bên cạnh đó, việc các quốc gia đang phát triển, ngân hàng và các tổ chức tài chính quốc gia trong chuyển giao mặt chủ yếu là mặt ngân quan trọng trong cán cân vãng lai.

Cán cân tài chính bao gồm: xuất trực tiếp nước ngoài, xuất gián tiếp nước ngoài, các hình thức xuất khác như giao dịch phái sinh, tín dụng thặng mĩ, các khoản nợ ngắn hạn, cho vay hoặc đi vay ngắn hạn nước ngoài kể cả vay ODA. Trong các thành phần này, xuất trực tiếp nước ngoài hay khoản nợ ngắn hạn nước ngoài trong trung và dài hạn là ít thay đổi nên không gây biến động nhiều đến cán cân tài chính. Riêng hai thành phần: xuất gián tiếp nước ngoài (đây là dòng tiền “nóng” ra vào quốc gia rất nhanh và bất ngờ) và nợ ngắn hạn nước ngoài ngắn hạn có nguy cơ mất ổn định thanh khoản trở nên đáng lo ngại vì chúng sẽ gây nên biến động nhiều nhất cho cán cân tài chính.

Như vậy, tất cả các thành phần của DTNH theo quy định của IMF và thay đổi của thay đổi DTNH là do thay đổi trạng thái của hai cán cân vãng lai và cán cân tài chính, có thể thay đổi ngân hàng hình thành DTNH gồm những ngân hàng chủ yếu sau:

Một là, nhận phân bổ SDR từ IMF theo hình thức đóng góp của quốc gia vào IMF.

Hai là, rút DTNH từ IMF nếu có vấn đề từ IMF.

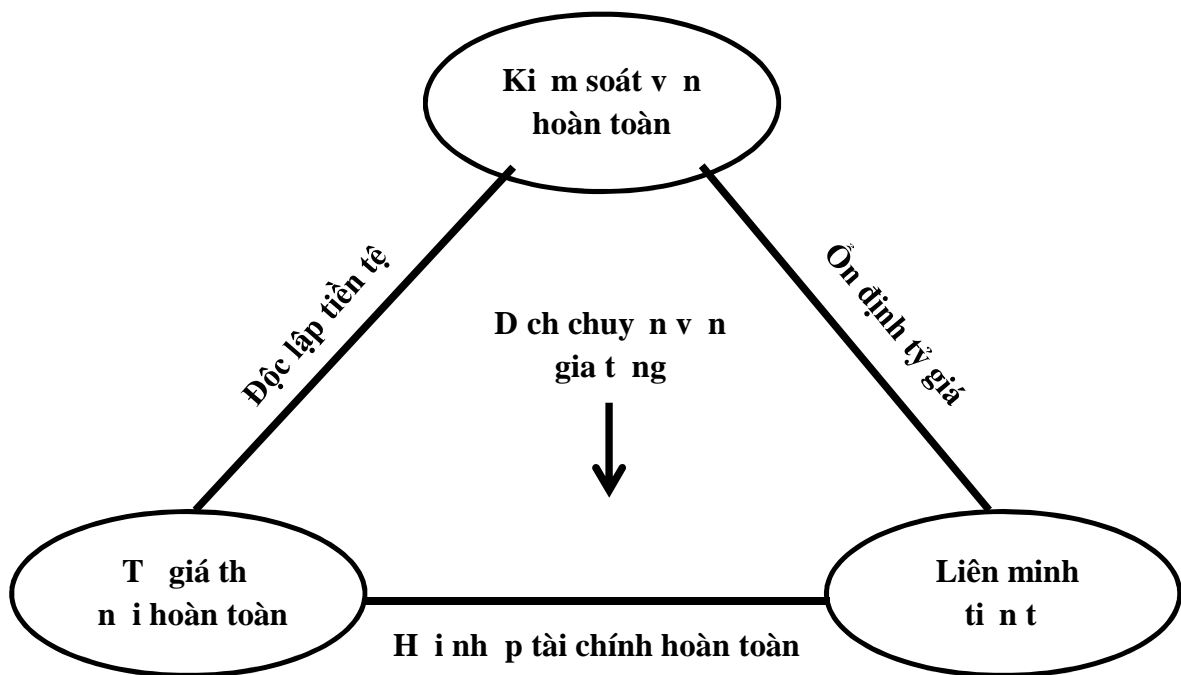
Ba là, giá trị thu mua ngoại tệ, vàng và các loại giấy tờ có giá từ các dòng tiền vào của cán cân vãng lai và cán cân tài chính: ngân hàng ngoại tệ thông qua xuất khẩu của quốc gia, ngân hàng nhập do ngành công nghiệp ra nước ngoài làm ví dụ và giá trị, ngân hàng và các tổ chức tài chính quốc gia, ngân hàng và các tổ chức tài chính quốc gia, ngân hàng ngoại tệ vào quốc gia thông qua xuất trực tiếp và gián tiếp nước ngoài, ngân hàng và các tổ chức tài chính quốc gia bao gồm cả vay trung dài hạn và ngắn hạn.

Trong các ngân hàng hình thành DTNH nói trên, những ngân hàng quan trọng nhất em liệt kê như sau cho DTNH quốc gia bao gồm: (i) ngân hàng ngoại tệ thông qua xuất khẩu, nói rõ ràng là giá trị xuất khẩu, tất cả những phần khác của cán cân thặng mĩ, em liệt kê ngân hàng thu ngoại tệ đi đầu tiên cho DTNH; (ii) ngân hàng ngoại tệ vào quốc gia thông qua xuất trực tiếp và gián tiếp nước ngoài; (iii) ngân hàng ngoại tệ thông qua nhập của lao động ra nước ngoài làm ví dụ và giá trị. Tuy nhiên, cần lưu ý là không phải tất cả ngoại tệ vào quốc gia từ các ngân hàng này

u t p trung thành DTNH c a qu c gia. M t ph n áng k trong s ngo i t này c l u hành trong dân c ho c trôi n i trên th tr ng.

2.1.4. Nguyên nhân c n th c hi n đ tr ngo i h i

Lý thuy t b ba b t kh thi (the impossible trinity) do Frankel, J.A. ã ra vào n m 1999 chính là câu tr l i cho nguyên nhân c n th c hi n DTNH t i m i qu c gia. Frankel (1999) ã phát bi u r ng m t qu c gia không th ng th i t c ba m c tiêu chính sách v mô là n nh t giá, c l p t i n t và h i nh p th tr ng tài chính và bu c ph i t b m t trong ba m c tiêu này. Trong ó, n nh t giá ngh a là c g ng gi cho t giá không thay i ho c thay i nh , ch bi n ng trong biên h p, nói cách khác là theo u i ch t giá c nh. c l p t i n t ngh a là NHTW c a qu c gia có th ch ng và c l p th c thi chính sách t i n t nh m t c các m c tiêu kinh t qu c gia ã xác nh. H i nh p th tr ng tài chính c hi u là các dòng v n c t do di chuy n vào và ra kh i qu c gia đ i hình th c th ng m i hay u t qu c t . Lý thuy t b ba b t kh thi có th c hình dung theo Hình 2.1.



Hình 2.1. B ba b t kh thi

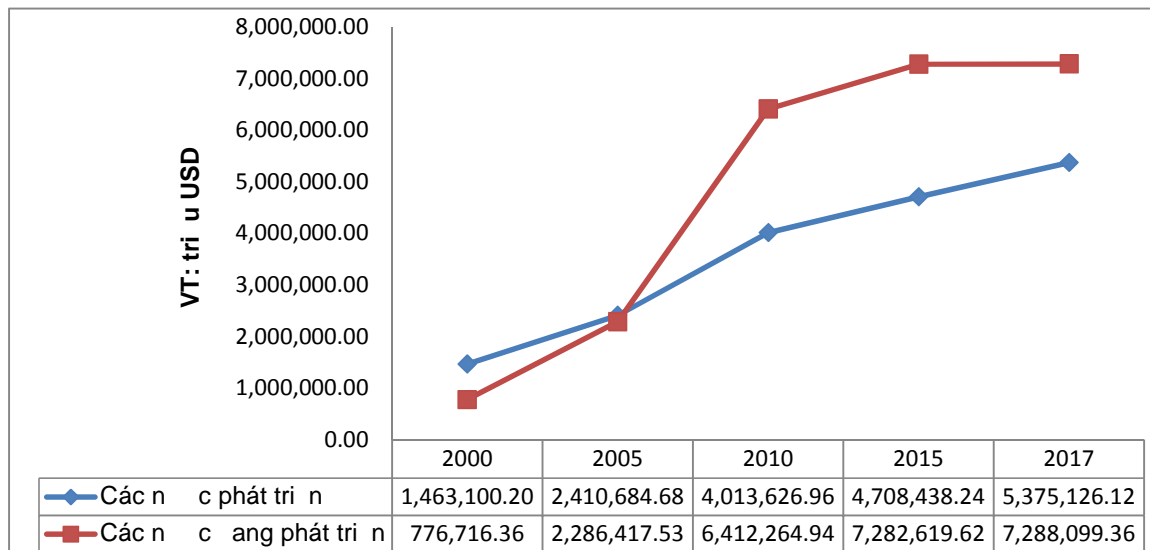
Ng u n: Frankel (1999)

Theo Hình 2.1, n u m c tiêu c a qu c gia là c l p t i n t và n nh t giá thì qu c gia ph i ch p nh n ki m soát v n hoàn toàn, óng c a th tr ng v n ngh a là hoàn toàn không có h i nh p th tr ng tài chính lúc này. N u qu c gia l a ch n hoàn toàn h i nh p tài chính và c l p t i n t thì c ng ng th i không th ki m soát t giá mà bu c ph i th n i t giá. Còn n u qu c gia quy t nh ch n h i nh p tài chính i kèm v i n nh t giá thì có ngh a qu c gia m t i s c l p v chính sách t i n t , bu c ph i tham gia liên minh t i n t và ch u s chi ph i v chính sách t i n t c a liên minh.

Tuy nhiên, Frankel (1999) c ng cho r ng v i xu h ng h i nh p toàn c u hi n nay thì các qu c gia có th l a ch n c ch t giá bán n nh (half-stability) và chính sách t i n t bán c l p (half-independence). i u này hàm ý r ng th c t các qu c gia không nh t thi t ph i l a ch n theo h ng tuy t i các c nh c a tam giác b t kh thi, mà có th l a ch n ph n bên trong c a tam giác này, c g i là mô hình trung dung. Mô hình trung dung cho phép k t h p gi a ki m soát v n v i m c v a ph i, t giá bi n ng trong m t biên cho phép và chính sách t i n t c l p m t m c nh t nh.

Trong b i c nh kinh t th gi i hi n t i, xu h ng h i nh p tài chính c a các qu c gia là i u t t y u phát tri n và t ng tr ng kinh t nh ng ph i có s ki m soát trong quá trình h i nh p tài chính. H n n a, các qu c gia u mong mu n có s c l p nh t nh trong chính sách t i n t đ d dàng th c hi n nh ng m c tiêu kinh t riêng bi t c a qu c gia. Vì v y, vi c t giá bi n ng là i u mà các qu c gia ph i ch p nh n theo lý thuy t b a b t kh thi. Tuy nhiên, theo mô hình trung dung thì các qu c gia v n mong mu n ki m soát s bi n ng t giá trong m t gi i h n nh t nh và DTNH s giúp các qu c gia th c hi n c i u này. Chính vì v y, Tô Trung Thành (2013) cho r ng vi c l a ch n mô hình chính sách trung dung trong ràng bu c b a b t kh thi có m i quan h r t m t thi t v i DTNH. NHTW các qu c gia ph i can thi p vào th tr ng ngo i h i b ng công c DTNH khi có s o chi u c a nh ng dòng t i n vào ra đ i hình th c th ng m i hay u t qu c t gi t giá n nh m c mong mu n. ng th i, NHTW c ng có th s d ng DTNH nh t m m thanh kho n phòng ng a các cú s c t bên ngoài nh h ng n qu c gia khi h i nh p tài chính.

Như vậy, lập luận trên lý thuyết ba bất kỳ thị trường cho thấy các quốc gia sẽ phát triển theo chuỗi giá trị thì hai mục tiêu hình ảnh tài chính và chính sách tiền tệ có thể đạt được mà không cần sự giúp đỡ của DTNH kiểm soát tỷ giá. Tuy nhiên, các quốc gia này vẫn có nhu cầu của DTNH để hỗ trợ các cú sốc bất ngờ như không bắt buộc phải có sự giúp đỡ của DTNH như các quốc gia đang phát triển theo chuỗi giá trị. Điều này đã được thể hiện rõ ràng trong Biểu đồ 2.1.



Biểu đồ 2.1. DTNH các nước đã và đang phát triển giai đoạn 2000 - 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018)

Biểu đồ 2.1. cho thấy DTNH của các nước phát triển vẫn gia tăng qua các năm nhưng tốc độ tăng chậm, thua xa các nước đang phát triển. Trong giai đoạn 2000 – 2005, DTNH các nước phát triển vẫn còn vượt các nước đang phát triển nhưng giai đoạn 2005 – 2017 sau đó thì DTNH các nước đang phát triển đã vượt qua các nước phát triển và kéo cách vượt trội càng gia tăng theo thời gian.

2.1.5. Vai trò của dự trữ ngoại hối

Trong nghị quyết của DTNH của IMF (2009) và lập luận về nguyên nhân cần thiết hiện tại DTNH đã cho thấy phần nào vai trò của DTNH. Thứ nhất, DTNH có hai vai trò chính yếu và một số vai trò khác.

2.1.5.1. Tác động vào thị giá nh m n nh cán cân th ng m i

Vai trò này của DTNH còn có thể xem như là động cơ thương mại (mercantile motive) của DTNH và phát huy tác động như động cơ gia theo đuổi chi tiêu giá cả nội hoặc thị nội có lợi cho nhà nước. Trong trường hợp mua sắm các quốc gia này, khi nhập khẩu vượt quá nhu cầu xuất khẩu làm thâm hụt cán cân thương mại, nhu cầu ngoại tệ tăng cao kéo theo sự tăng giá cả ngoại tệ và biến động giá m nh h n. DTNH lúc này sẽ phát huy vai trò hỗ trợ nh m i u ch nh t giá v m c n nh theo hướng có lợi cho nền kinh tế và giúp cân bằng cán cân thương mại nói riêng và cán cân (tài khoản) vãng lai nói chung. NHTW của quốc gia bán ngoại tệ cho DTNH ra thị trường ngoại hối, tăng nguồn cung ngoại tệ tăng khan hiếm trên thị trường và giúp kéo giá ngoại tệ giảm xuống. Trong trường hợp ngược lại, nếu xuất khẩu vượt trội so với nhập khẩu làm giá ngoại tệ giảm trên thị trường không có lợi cho xuất khẩu, NHTW sẽ mua vào ngoại tệ để đẩy giá ngoại tệ lên và đây là chính sách tăng DTNH cho quốc gia. Theo Bird và Rajan (2003), quốc gia nào có thâm hụt thương mại càng lớn thì càng dễ bị thâm hụt tài khoản vãng lai trừ các cú sốc thương mại và vì vậy, càng cần nhiều DTNH hơn. Tuy nhiên, nếu quốc gia này theo đuổi chính sách thặng dư thì tài khoản vãng lai sẽ luôn cân bằng nhanh chóng và vì vậy, nhu cầu DTNH cũng ít hơn so với quốc gia theo đuổi chính sách thâm hụt. Như vậy, DTNH với vai trò động cơ thương mại, can thiệp thị trường tác động đến giá thị trường là hướng vai trò tài trợ cho cán cân vãng lai, chính sách là cán cân thương mại cân bằng tự động, chính sách là trong trường hợp cán cân thương mại thâm hụt.

Ngoài ra, trong những tình huống giá biến động mạnh theo hướng giảm giá do tình hình nội tệ của quốc gia nội địa phát triển, suy giảm kinh tế ... thì nguồn DTNH của vào can thiệp trên thị trường có thể giúp phần nào chặn đà giảm cân đối, ổn định giá m t ch ng m c cho phép.

2.1.5.2. Tài trợ nh m n nh cán cân tài chính

Vai trò này của DTNH còn có thể nói như là động cơ phòng ngừa (precautionary motive) của DTNH. Theo IMF (2013), DTNH là tài khoản thanh khoản then chốt cho hộ hộ các quốc gia. Nhìn chung, nó giúp ngân hàng quốc gia hoạch định ngân sách thêm nhiều không gian cho NHTW phần lớn vì các

cứ sự, nói cách khác là có thể làm gì mà mình cần như hàng loạt các cuộc khủng hoảng hoặc các sự kiện. Một trong những tác động nghiêm trọng nhất của khủng hoảng xảy ra chính là DTNH gia tăng giúp giảm thiểu những tác động của suy thoái nên khủng hoảng (Garcia và Soto, 2006). IMF (2011) khẳng định các cuộc khủng hoảng gần đây đã chứng minh một quan trọng của DTNH bên dưới nó là một sự trở thành một trong những công cụ phòng ngừa của quốc gia chống lại các sự kiện dòng vốn rút đi khỏi quốc gia. Sau cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á năm 1997, các nước đang phát triển đã ý thức rõ ràng không thể dựa vào IMF mà phải tự bảo vệ mình bằng cách gia tăng thanh khoản. Các quốc gia có càng nhiều tài sản ngoại hối thanh khoản thì càng dễ tài trợ và trả nợ trước những cơn hoảng loạn trên thị trường tài chính cũng như số chi tiêu rút đi từ các dòng vốn nước ngoài. Vì vậy, nó làm giảm bớt chi phí của các cuộc khủng hoảng tài chính (Rodrik, 2006). Theo Calvo và cộng sự (2012), một trong những nguyên nhân của các sự kiện là dòng vốn quốc tế rút đi, không bị hỗ trợ vì giá trị thấp, do đó nên sẵn sàng ứng phó với các sự kiện Châu Á vào năm 1997. Điều này giúp những nhà làm chính sách các sự kiện có thể ngăn ngừa những thảm họa như chi tiêu bất ổn định cho quốc gia bằng cách gia tăng DTNH nhằm mở thanh khoản cho dòng vốn quốc tế rút đi khỏi quốc gia. Trong cuộc khủng hoảng gần đây như năm 2008, sự phản ứng nhanh chóng của những quốc gia có DTNH cao đã chứng minh được giá trị của chi tiêu bất ổn định này. Như vậy, vai trò trở thành công cụ phòng ngừa, mở rộng khả năng tài trợ cho cán cân (tài khoản) tài chính của DTNH là quan trọng nhất trong các vai trò của DTNH hiện nay, xuất phát từ ý thức và kinh nghiệm rút ra của các quốc gia sau khi trải qua hai cuộc khủng hoảng 1997 và 2008 gần đây. Vai trò này trở thành một tiêu chí của quốc gia, đặc biệt là các nước đang phát triển cũng như gia tăng DTNH nhằm thực hiện chi tiêu bất ổn định cho quốc gia. Ngay cả các nước đã phát triển, mặc dù đã có một thị trường tài chính với tính thanh khoản cao cũng như khả năng chịu đựng tốt trước sự biến động của thị trường, hệ thống gia tăng DTNH phòng ngừa cho những tình huống bất ngờ khác nhau của thị trường và làm nhiệm vụ áp lực khi phải ứng phó nhu cầu ngoại hối cao trong ngắn hạn (IMF, 2013).

2.1.5.3. Các vai trò khác của dự trữ ngoại hối

Bên cạnh các vai trò chính là ngân sách ngoại mĩ và ngân sách phòng ngừa, DTNH còn có các vai trò liên quan khác sau đây.

- *Duy trì và gia tăng niềm tin của người dân và nhà đầu tư vào nĩt và nền kinh tế quốc gia.*

Một quốc gia có nguồn DTNH dồi dào cho thấy nền kinh tế đang hoạt động trỗi tru và hi vọng, không gặp những cú sốc hay sốc lớn phi cấn s tr giúp của DTNH. Thêm vào đó, hoạt động hi vọng của nền kinh tế còn giúp quốc gia có khả năng tăng thêm thu nhập và có ỹ u ki n tích lũy thêm DTNH. Như vậy, trong một người dân và nhà đầu tư, ỹ tin của quốc gia, bi u th s c kh e c a qu c gia c bi t là kinh tế, càng có giá trị cao hơn.

- *Làm cơ sở quốc gia vay nợ nước ngoài thuận lợi hơn.*

Như đã nói ở trên, quốc gia có DTNH dồi dào cho ngành tài chính và ngân hàng hi vọng. Vì thế, những người cho vay ỹ ánh giá cao quốc gia này và sẵn sàng cho quốc gia vay với các ỹ u ki n d d dàng và thuận lợi hơn.

- *Là phần tích lũy quản trị của quốc gia và trở thành tài sản cho thế hệ mai sau của quốc gia.*

DTNH là tài sản của quốc gia, c hình thành từ số hoạt động hi vọng của nền kinh tế. Vì vậy, DTNH trở thành khoản tích lũy quản trị của quốc gia. c bi t ỹ vì các quốc gia có nguồn tài nguyên không tái tạo, DTNH còn c xem nh tài sản dành cho thế hệ mai sau (IMF, 2014).

- *Là công cụ ỹ u hành chính sách tiền tệ nhằm tác động phát triển kinh tế.*

DTNH thể hiện vai trò này bằng cách can thiệp trên thị trường ngoại hối nhằm giúp quốc gia theo đuổi giá c nh n u nh ng kênh truyền dẫn khác (chẳng hạn như tín dụng hay lãi suất) là không hi vọng (IMF, 2014).

- *Là công cụ hỗ trợ thể hiện thành công chi nĩc tăng trưởng kinh tế dựa vào xuất khẩu.*

những quốc gia theo ỹ u chi nĩc tăng trưởng kinh tế dựa vào xuất khẩu, gia tăng khả năng cạnh tranh trên thị trường thế giới, h th ng s d ng chính sách

can thi p trung hòa gi giá tr th p cho n i t . DTNH là công c c t gi ngo i t c thu mua thêm t vì c th c hi n chính sách này, giúp chính sách này c th c hi n tr n tru và hi u qu , thúc y s thành công c a chi n l c t ng tr ng kinh t đ a vào xu t kh u. (IMF, 2014).

2.2. M C D TR NGO IH IT I U

2.2.1. S c n thi t ph i xác nh m c đ tr ngo i h i t i u

DTNH là i u c n thi t và các qu c gia u ý th c c i u này. Tuy nhiên, nhi u qu c gia, c bi t là các n c ang phát tri n, quan ni m c DTNH càng nhi u càng t t. H so sánh v i các qu c gia t ng ng và n u th y các qu c gia này đ tr nhi u h n thì h c ng c g ng tích l y ngo i h i thêm n a. Vì th , DTNH th gi i trong m t th p niên g n ây ã t ng r t m nh. Tuy nhiên, DTNH quá nhi u ch a h n là i u hay mà c n xác nh m t m c DTNHTU hay v a cho qu c gia m i là t t nh t. Nh ng lu n c cho s c n thi t ph i xác nh m c DTNHTU c th hi n nh sau:

Th nh t, l p lu n do Triffin, R. a ra trong cu n sách c a ông “Gold and the crisis dollar” xu t b n n m 1960, th ng c g i là Ngh ch lý Triffin, chính là lu n c u tiên. Vào th i i m ó, ông ã tiên oán h th ng Bretton Woods s làm m t lòng tin và s p . V i h th ng này, các qu c gia có th DTNH b ng USD và M s cam k t i USD ra vàng theo m c giá 35 USD/ounce. Triffin ch ra r ng th ng m i qu c t phát tri n s làm t ng DTNH, mà ch y u là USD. Đ tr qu c t t ng ch khi cán cân thanh toán c a M thâm h t và cán cân thanh toán c a các n c khác là th ng đ . ng n ng a n i t lên giá làm xói mòn s c c nh tranh qu c t , các n c này ph i ti p t c mua vào USD nên sau m t th i gian thì tài s n n c a M i v i ph n còn l i c a th gi i t ng lên nhanh chóng và v t quá s l ng vàng M ang n m gi (Aubrey, 1960). Vì v y, M không th th c hi n cam k t i USD ra vàng theo giá 35 USD/ounce và h th ng Bretton Woods s s p . Nguy n V n Ti n (2010) cho r ng Triifin ã ch ra th ti n thoái l ng nan: n u cán cân thanh toán c a M ti p t c thâm h t s làm xói mòn tính hi u l c c a h th ng Bretton Woods; nh ng n u M áp đ ng các bi n pháp gi m thâm h t cán cân thanh toán s đ n n thi u h t đ tr qu c t , gây h n ch th ng m i qu c t .

Ngày nay, mặc dù dự trữ thặng dư ngoại hối, bao gồm nhiều loại tín dụng USD và nợ chính trị ngoại cao nhất. Theo cơ sở dữ liệu thống kê COFER, trong quý 4/2017, DTNH thặng dư là 11.441,12 tỷ USD thì dự trữ ngoại USD chiếm 54,89%, chiếm 6.280,71 tỷ USD, tăng hơn một nửa dự trữ ngoại hối. Trong khi đó, Nguyên lý Triffin cho thấy khi USD là tài sản dự trữ quốc tế chủ yếu thì càng tăng DTNH sẽ làm cán cân thanh toán Mỹ thâm hụt càng nhiều so với phần còn lại của thế giới, làm cho kinh tế thế giới mất cân bằng trầm trọng hơn. Bird và Rajan (2003) cũng cho rằng khi USD là tài sản dự trữ quốc tế chính yếu, nó phải ngừng thể hiện mãi là một tín dụng và “yếu” và “mạnh”. “Yếu” mang ý nghĩa là Mỹ phải tạo ra các khoản USD cho bên ngoài Mỹ tăng thêm thanh khoản cho thế giới. “Mạnh” ý muốn nói Mỹ cần duy trì niềm tin vào USD thế giới tiếp tục niềm tin. Chính IMF (2012) cũng cảnh báo rằng tích lũy DTNH quá mức sẽ dẫn đến mất cân bằng kéo dài của nền kinh tế thế giới dựa theo Nguyên lý Triffin, và hệ quả sẽ dẫn đến những bất ổn định thế giới. Vì vậy, việc IMF giúp các quốc gia thành viên giảm bớt nhu cầu tích lũy DTNH quá mức là điều cần thiết. Do đó, các quốc gia cần DTNH mức vừa, hay còn gọi là tối ưu, là hợp lý.

Thứ hai, chi phí tín dụng ngoại hối là luôn cần thứ hai cho với các quốc gia không nên DTNH quá mức mà chỉ cần mức vừa hay tối ưu. Theo Calvo và cộng sự (2012), mặc dù tích lũy DTNH càng nhiều càng dễ phó vạ các cú sốc bất ngờ trong chính trị bất ổn của các quốc gia, nhưng gia tăng DTNH quá nhiều có thể giảm niềm tin quốc tế làm giảm mức thu nhập biên từ tài sản DTNH và ngược lại sẽ trở thành dự trữ “quá mức”. Thứ ba, các tài sản DTNH chủ yếu bao gồm các tài sản an toàn và thanh khoản nên hiện nhiên, lợi tức thu được từ các tài sản này rất thấp. Trong khi đó, nguồn hình thành các tài sản này có thể từ vốn vay, phải chịu trả lãi với mức lãi suất cao hơn nhiều. Nếu niềm tin càng nhiều ngoại hối hình thành từ vốn vay thì chi phí tín dụng càng lớn trong khi nhu cầu vay ngoại hối không cần thiết phải niềm tin nhiều hơn mức đó. Còn trường hợp nguồn hình thành dự trữ ngoại hối là từ thu nhập thương mại của các quốc gia thì nó thay vì chuyển thành các tài sản ngoại hối có mức sinh lợi thấp, khoản thu nhập này sẽ đem đầu tư vào các công cụ đầu tư khác trong nước và quốc tế thì có thể đem lợi nhuận lớn hơn nhiều, gia tăng thêm nhiều tài sản cho các quốc gia. Khoản chênh lệch này chính là

chi phí n m gi ngo i h i. N u càng nhi u thu nh p c a qu c gia ph i chuy n thành DTNH, kho n chênh l ch này s càng t ng hay nói cách khác, chi phí n m gi ngo i h i s càng nhi u. V y nên, qu c gia ch c n DTNH m c v a /t i u và kho n DTNH v t tr i có th s đ ng cho các ho t ng và m c ích có l i khác c a qu c gia.

Tóm l i, các lu n c nói trên cho th y m c dù DTNH là c n thi t cho qu c gia nh ng qu c gia ch c n đ tr m c v a /t i u, không nên vung tay đ tr quá m c c n thi t.

2.2.2. Khái ni m m c đ tr ngo i h i t i u

Theo IMF (2011), m c “v a ” c xem nh là toàn b các ngu n l c có s n c a qu c gia có th i phó c các cú s c. ây là m t khái ni m r ng h n so v i nh ngh a DTNH đ a theo cán cân thanh toán b i l các ngu n l c s n có c a qu c gia bao g m qu tài s n qu c gia, các công c hoán i c a NHTW, kh n ng h tr c a IMF và các ngu n l c khác có tác đ ng b o v tr c các tình hu ng b t ng . Tuy nhiên, IMF cho r ng a s các ngu n l c làm công c b o v k trên là tài s n DTNH nên có th xem nh m c DTNH có th i phó c các cú s c chính là m c DTNH c a qu c gia. N u qu c gia n m gi ngo i h i nhi u h n m c “v a ” thì s t n kém thêm chi phí n m gi ngo i h i và làm lãng phí ngu n tài nguyên qu c gia. Vì th , qu c gia không c n DTNH đ th a quá nhi u so v i m c an toàn “v a ” hay m c t i u.

Trong khi ó, đ a trên quan i m ti p c n chi phí – l i ích c a n m gi ngo i h i, Heller (1966) nói r ng m c DTNHTU là m c đ tr mà t i ó l i ích biên b ng v i chi phí biên c a vi c n m gi ngo i h i. Trong ó, l i ích c a vi c n m gi ngo i h i là dùng tài tr nh m tránh x y ra thâm h t trong cán cân thanh toán, t ó tránh c kho n chi phí i u ch nh s cân b ng tr l i c a cán cân thanh toán. Hay nói cách khác, l i ích c a vi c n m gi ngo i h i chính là kho n chi phí i u ch nh này. Còn chi phí c a vi c n m gi ngo i h i chính là s chênh l ch gi a thu nh p có c n u u t DTNH nh là v n thông th ng và thu nh p th c s có c t vi c u t kho n DTNH. Ph n chênh l ch này chính là chi phí cho vi c n m gi ngo i h i hay có th g i là chi phí c h i.

Rõ ràng, các nghiên cứu về DTNHTU nêu ra vấn đề trên vai trò quản trị ngân sách của DTNH là ngân sách phòng ngừa. Vì vậy, dựa trên vai trò này, Oputa và Ogunleye (2010) đã nghiên cứu chi tiết về ngân sách của DTNHTU là ngân sách của DTNH có thể mở rộng các khoản chi ngân sách của cán cân thanh toán và hạn chế sự phụ thuộc vào các yếu tố vĩ mô của nền kinh tế trước các cú sốc vĩ mô bên ngoài quốc gia hay sự biến động của dòng vốn nước ngoài.

Tóm lại, có thể hiểu ngân sách của DTNHTU là ngân sách dự phòng “vấn đề an toàn”, mở rộng có thể chi phí các cú sốc nội quốc gia, chủ yếu là các cú sốc như hai thành phần quan trọng của cán cân thanh toán là tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính. Mục tiêu “vấn đề an toàn” của ngân sách của DTNHTU mà quốc gia hướng đến là hạn chế những rủi ro của ngân sách này là chi phí an toàn trong việc chi phí về các cú sốc và hạn chế những rủi ro của ngân sách này thì gây lãng phí và tốn kém chi phí cho việc chi trả thêm DTNH.

Theo nghiên cứu trên, có thể nhận thấy DTNHTU phụ thuộc vào quy mô và ngân sách của tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính mà có thể gây nên rủi ro cho quốc gia. Khi nền kinh tế quốc gia tăng trưởng mạnh mẽ và nhanh, hai tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính của ngân sách của DTNHTU nên đòi hỏi ngân sách của DTNHTU của quốc gia tăng thêm tương xứng mở rộng các khoản chi trả hai tài khoản này khi có cú sốc xảy ra. Tuy nhiên, vì lý do kinh tế thị trường này, ngân sách của hai tài khoản này là không hiệu quả và đi theo xu hướng ngân sách của ngân sách do nguồn thu xuất khẩu và dòng vốn đi vào trong quốc gia tăng trưởng nhanh trong khi dòng vốn rút ra khỏi quốc gia là không đáng kể. Vì vậy, để giảm thiểu những rủi ro kinh tế thị trường và ngân sách của hai tài khoản vãng lai và tài chính không hiệu quả như ngân sách của DTNHTU trong khi quy mô của hai tài khoản là yếu tố thúc đẩy sự gia tăng của DTNHTU.

Ngược lại, khi nền kinh tế có dấu hiệu suy thoái hay những cú sốc vĩ mô bên ngoài, dòng vốn của các nhà đầu tư nước ngoài, thậm chí của các nhà đầu tư trong nước (đặc biệt là các quốc gia cho phép tự do hóa dòng vốn) sẽ rút đi khỏi quốc gia. Tác động rút ngày càng mạnh mẽ của dấu hiệu suy thoái và suy thoái của nền kinh tế ngày càng trầm trọng hơn, do đó ngân sách của hai tài khoản vãng lai và tài chính. Trong khi đó, nguồn thu xuất khẩu giảm sút cũng gây nên ngân

ng l n cho tài kho n vãng lai ng th i không áp ng n i tài tr cho nh p kh u c ng nh các lu ng v n rút ra c a tài kho n tài chính. DTNH lúc này s th hi n vai trò ng c th ng m i và ng c phòng ng a, c s d ng tài tr nh p kh u và m b o thanh kho n cho các lu ng v n rút ra, t ó không gây xáo tr n quá nhi u n t giá và th tr ng ngo i h i qu c gia. Nh v y, v i i u ki n n n kinh t r i vào y u kém và suy thoái, m c bi n ng c a c hai tài kho n vãng lai và tài chính ngày càng l n và gây nên r i ro cho qu c gia, òi h i m c DTNHTU c ng ph i gia t ng m b o ch u ng c m c bi n ng l n c a hai tài kho n này. Tuy nhiên, trong i u ki n n n kinh t tr nên trì tr nh v y, các giao d ch thu c hai tài kho n vãng lai và tài chính s s t gi m nh doanh thu xu t kh u gi m, lu ng v n i vào qu c gia h u nh không còn nhi u trong khi lu ng v n rút ra l i m nh m nên quy mô c a hai tài kho n này c ng gi m i nhi u. Quy mô c a hai tài kho n này gi m s không òi h i DTNH quá nhi u tài tr cho chúng nên s làm gi m m c DTNHTU. Do có s tác ng ng c chi u t hai y u t m c bi n ng và quy mô c a hai tài kho n vãng lai và tài chính nên m c thay i c a DTNHTU s không ph thu c nhi u vào hai y u t này. Lúc này, DTNHTU s ph thu c vào nh ng y u t khác có nh h ng nh chi phí c h i khi n m gi ngo i h i. C ng c n l u ý r ng, trong i u ki n n n kinh t trì tr nh th , DTNHTT s b s t gi m do c s d ng i phó v i m c bi n ng c a hai tài kho n. i u này làm t ng kho ng cách gi a DTNH t i u và th c t theo h ng DTNHTU cao h n DTNHTT.

Do DTNHTU theo cách nhìn m i ph i m b o tài tr cho c tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính nên ph ng pháp c l ng m c DTNHTU c ng có nhi u thay i ph c t p h n. Ph ng pháp c l ng n gi n ch d a trên m c cho nh p kh u s d ng t nh ng n m 1950 ã c chuy n sang các ph ng pháp c l ng m r ng tính c nhu c u ngo i h i áp ng cho các ngh a v n v i n c ngoài nh tr n n c ngoài ho c các hình th c khác c a dòng v n. Các ph ng pháp m r ng c chú ý nhi u t gi a th p niên 1990, sau cu c kh ng ho ng tài chính 1997 t i các n c Châu Á b t ngu n t s c n ki t DTNH c a qu c gia. i u này ã làm cho các qu c gia ang phát tri n lo l ng và t ng c ng tích l y ngo i h i nh m t b o v qu c gia tr c các cu c kh ng ho ng trong t ng lai.

Như vậy, có nhiều cách thức khác nhau để định giá DTNHTU như nhìn chung, các cách thức này có thể được chia thành ba phương pháp chính yếu là phương pháp định giá theo kinh nghiệm, phương pháp định giá theo các yếu tố như hàng tồn kho DTNH và phương pháp định giá theo chi phí – lợi ích của DTNH.

2.3. PHƯƠNG PHÁP ĐỊNH GIÁ NGUYÊN CỐ DỮ LIỆU NGOẠI HỐI TÀI VỤ BÊN NGOÀI THEO KINH NGHIỆM

Phương pháp định giá theo kinh nghiệm đã có từ lâu và được áp dụng phổ biến do tính đơn giản và dễ tính toán. Phương pháp này để định giá DTNHTU dựa vào quy tắc kinh nghiệm (Rule of thumb). Các quy tắc này đưa ra những tiêu chuẩn như để định giá DTNHTU, trong đó có nhiều tiêu chuẩn khác nhau và sử dụng lâu nay không phải trên thị trường. Phương pháp định giá theo kinh nghiệm có thể chia thành ba nhóm chính là (i) *các phương pháp truy nguyên* để sử dụng nhiều hiện tượng và nhiều phương pháp sử dụng một tiêu chuẩn như là, (ii) *các phương pháp kết hợp* về cách thức để định giá DTNHTU bằng cách kết hợp các phương pháp truy nguyên để định hình thức, (iii) *phương pháp định giá ARA EM* do IMF đưa ra từ năm 2011 và hoàn thiện phương pháp này vào năm 2016.

2.3.1. Các phương pháp truy nguyên

Một phương pháp truy nguyên được đưa vào một tiêu chuẩn như là để xuất theo quy tắc kinh nghiệm. Cho đến hiện nay, có bốn tiêu chuẩn theo kinh nghiệm để định giá DTNHTU.

2.3.1.1. Dựa vào doanh số nhập khẩu

Đây là phương pháp xuất hiện đầu tiên từ rất lâu và vẫn còn được sử dụng cho đến nay. Theo Wijnholds và Kapteyn (2001), IMF vào năm 1958 đã tuyên bố rằng ngoại tệ mạnh là khoản mục có giá trị lớn nhất trong cán cân thanh toán. Vì vậy, việc so sánh DTNH với giá trị ngoại tệ mạnh của quốc gia là điều hiển nhiên. Tiếp sau đó, một nghiên cứu trong năm 1958 đã cho thấy sự sụt giảm các quốc gia có tỷ lệ DTNH/doanh số nhập khẩu trong một năm khoảng từ 30% đến 50% và chính sách này khuyến khích xem xét mức độ cho DTNH của một quốc gia. Tuy nhiên, Triffin, R. đưa ra quan điểm trong cuốn “Gold and the dollar crisis” vào năm 1960 rằng tiêu chuẩn cho mức DTNH và nên dựa trên tỷ lệ DTNH/ nhập khẩu và tỷ lệ 30%

vấn còn thấp, còn phi lợi nhuận chỉ 35% (Ellsworth, 1961). Con số này tăng dần trong 3 đến 4 tháng doanh nghiệp phá sản. Tiêu chuẩn này cơ sở để tính toán cho doanh nghiệp và dần theo thời gian, tiêu chuẩn chính thức cơ sở để tính toán là 3 tháng doanh nghiệp phá sản của quốc gia (IMF, 2016). Trong đó, doanh nghiệp phá sản tính theo tháng có tính bằng cách lấy doanh nghiệp phá sản của quốc gia theo năm chia cho 12 tháng.

Như vậy, ý nghĩa của các DTNHTU có tính dựa vào doanh nghiệp phá sản là nhằm cho thấy DTNH không ngừng tài trợ cho cán cân thanh toán hay nói rõ ràng là cho tài khoản vãng lai.

2.3.1.2. Dựa vào nền kinh tế ngoài nước

Phương pháp dựa vào doanh nghiệp phá sản cơ sở để tính toán khi cuộc khủng hoảng 1997 tại Châu Á bùng nổ vì dòng vốn ngoại rút đi làm cạn kiệt DTNH của Thái Lan thì các quốc gia mới nhận ra tầm quan trọng của phương pháp này. Phương pháp dựa vào doanh nghiệp phá sản chủ yếu dựa vào DTNH tài trợ cho ngoại tệ (tài trợ cán cân vãng lai) mà chủ yếu dựa vào chi trả nợ tài khoản tài chính. Một trong những bài học rút ra từ cuộc khủng hoảng tài chính Châu Á là tận dụng các quốc gia tài trợ rút vốn có thể giảm thiểu gánh nặng nợ DTNH mà bỏ tài trợ và không ngừng quản lý nợ (Wijnholds và Kapteyn, 2001).

Chính vì vậy, tác giả ý kiến của Guidotti, P. rằng các quốc gia quản lý tài sản và nền kinh tế ngoài sao cho có thể tận dụng tối đa mà không cần mất nền kinh tế ngoài trong vòng ngắn hạn, Greenspan (1999) đã đề nghị rằng các DTNH của quốc gia phải bỏ các khoản nợ ngoài nước trong suốt năm của quốc gia. Tuy nhiên, các quốc gia đã sử dụng thêm một phương pháp xác định các DTNH (tức là DTNH/ nền kinh tế ngoài nước của quốc gia trong 1 năm và tỷ lệ này phải có 1 hay 100%. Tiếp đó, Bussière và Mulder (1999) cũng đề nghị áp dụng tiêu chuẩn này và cho rằng DTNH theo phương pháp này có thể giúp giảm thiểu nợ nước ngoài của quốc gia trừ những cú sốc bên ngoài cho dù các yếu tố nợ trong nước yếu kém.

Như vậy, ý nghĩa của các DTNHTU dựa vào nền kinh tế ngoài nước là nhằm xác định các DTNH không ngừng tài trợ cho các khoản vay nợ nền kinh tế của chính

phần lớn trong năm, mà bộ quốc gia có thanh khoản kép thì trên vay ngắn hạn dù các khoản vay có ngắn hạn cùng lúc. Nói cách khác, mức DTNHTU đưa vào ngắn hạn ngoài ngắn hạn nhằm xác định DTNH ngắn hạn tài trợ cho sự biến động của tài khoản tài chính do các khoản ngắn hạn ngoài ngắn hạn gây nên.

2.3.1.3. Dẫn vào cung tiền r ngắn M2

Đầu tiên, Kaminsky (1999) đã sử dụng tỷ lệ cung tiền r ngắn M2/DTNH nhằm làm rõ mối quan hệ giữa áp dụng của DTNH và làm tăng trong những chiến lược và ngắn hạn xảy ra kinh tế. Sau đó, Wijnholds và Kapteyn (2001) cho rằng phương pháp đo lường đưa vào ngắn hạn ngoài ngắn hạn do Greenspan (1999) đưa ra chủ yếu tập trung vào việc chuyển lợi ích của DTNH từ phía bên ngoài quốc gia, mà bỏ qua thực trạng kinh tế có sự chuyển đổi DTNH do phía bên trong quốc gia gây nên, chứng minh rằng dòng vốn tháo chạy bị chính người dân trong nước.

Đây là nhân tố cần phải thêm vào và cung tiền là yếu tố cần so sánh với DTNH. Trên cơ sở nghiên cứu dữ liệu của 21 nước mini, Wijnholds và Kapteyn (2001) đã đưa ra phương pháp xác định mức DTNH (tỉ lệ) là tỷ lệ DTNH/cung tiền r ngắn M2 phải từ 10 – 20% cho các nước theo chế độ giá thị trường có quy định hoặc giá cố định và mức 5 – 10% cho các nước theo chế độ giá thị trường hoàn toàn. Tiếp sau này, IMF (2011) cũng sử dụng mức tiêu chuẩn là mức tỉ lệ 20%.

Như vậy, mức DTNHTU đưa vào cung tiền r ngắn M2 nhằm mục đích ngắn hạn tài trợ cho dòng vốn trong nước tháo chạy, chuyển sang tài sản ngắn hạn ngoài do các bất ổn của quốc gia. Phương pháp đo lường này càng có ý nghĩa khi quốc gia có mức độ lạm phát cao và chi phí kiểm soát vốn chặt chẽ.

2.3.1.4. Dẫn vào GDP

Theo IMF (2011), tỷ lệ DTNH/GDP thường được sử dụng nhưng có ít nghiên cứu thực nghiệm về chỉ tiêu này. Nó được sử dụng vì đây là nhân tố ngắn hạn thể hiện quy mô kinh tế khi phân tích giữa các nước với nhau. Jeanne và Ranciere (2006) nghiên cứu 34 nước có thu nhập trung bình trong suốt giai đoạn 1980 – 2003

ã tuyên bố rằng mô hình c a h cho k t qu t l DTNH/GDP là 10%, r t g n v i t l DTNH/ GDP trung bình quan sát c c a nhóm 34 n c c nghiên c u.

Tóm l i, trong b n ph ãng pháp o l ãng truy n th ãng theo b n tiêu chu n k trên, ba ph ãng pháp o l ãng đ a vào doanh s ãnh p kh u, n ãn c ngoài ng ãnh n và cung ti n r ãng M2 c s đ ãng nhi u trên th ãgi i, còn ph ãng pháp o l ãng đ a vào GDP ít c s đ ãng và IMF c ãng ch a công ãnh n m c t i u theo kinh ãnghi m cho tiêu chu n GDP.

2.3.2. Các ph ãng pháp k t h p

Ph ãng pháp này k t h p các cách th c o l ãng truy n th ãng theo t ãng tiêu chu n nói trên theo nhi u hình th c ãnh m ãm b o ch c ch ãn DTNH có th ã phòng ãng a cho các lo i r i r o ãn t ãnh u ngu n khác nhau. Có các cách k t h p ph ãbi n sau.

2.3.2.1. K t h p n ãn c ngoài ng ãnh n và thâm h t tài kho n vãng lai

Ph ãng pháp này c áp đ ãng cho tr ãng h p các n ãc có thâm h t tài kho n vãng lai. Theo IMF (2011), ph ãng pháp này là ph ãng pháp k t h p ph ãbi n ãnh t, th ãng c ãgi là quy t c Greenspan-Guidotti m ãr ãng. V i ph ãng pháp này, m c DTNHTU là t l DTNH/ (n ãn c ngoài ng ãnh n + thâm h t tài kho n vãng lai) trong l n m ph i t c 100%, nói cách khác là DTNH ph i m b o tài tr ãc cho n ãn c ngoài ng ãnh n và thâm h t tài kho n vãng lai trong 12 tháng.

Có th ã nói, ph ãng pháp này giúp phòng ãng a r i r o cho c tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính cho ãnh ãng qu c gia th ãng xuyên có thâm h t tài kho n vãng lai.

2.3.2.2. So sánh các ph ãng pháp truy n th ãng và ch ãn m c đ tr cao ãnh t

Theo IMF (2011), ph ãng pháp k t h p này c ãng th ãng c các qu c gia áp đ ãng. V i ph ãng pháp này, m c DTNH cao ãnh t trong ba ph ãng pháp truy n th ãng ph ãbi n v i các tiêu chu n là 3 tháng doanh s ãnh p kh u, 100% ãnh ãnh n ãn c ngoài, 20% cung ti n r ãng M2 s c l a ch ãn làm m c DTNHTU.

Th t ra, ph ãng pháp này ch a t o c s thuy t ph c vì thi u ãnh t quán, có th k ã này ch ãn m c DTNH đ a theo ãnh p kh u ãnh ãng k k t i p l i ch ãn m c đ tr đ a theo cung ti n r ãng ch ãng h ãnh mà không có s ãgi i thích rõ ràng và h p lý.

2.3.2.3. *K t h p c b a p h n g p h á p t r u y n t h n g p h b i n và l y s t n g*

Ph ng pháp này do Shcherbakov (2002) ngh khi nghiên c u cho tr ng h p n c Nga. Shcherbakov, S.G. cho r ng n c Nga ph i ch u các lo i r i ro t vi c m n n n c ngoài và t vi c rút v n c a n c ngoài, ng th i ph i can thi p vào t giá h tr khi xu t kh u gi m làm thâm h t tài kho n vãng lai. Vì v y, Shcherbakov (2002) ngh m c DTNHTU ph i là t ng c a ba m c DTNHTU trong ba ph ng pháp truy n th ng: d a vào nh p kh u, d a vào n n c ngoài ng n h n và d a vào cung t i n r ng M2.

Ph ng pháp này c Oputa và Ogunleye (2010) áp d ng tính toán m c DTNHTU c a Nigeria b i nó bao hàm các lo i r i ro và các cú s c có th x y ra nh ng l i tính toán n gi n.

Tuy nhiên, vì là c ng g p c ba m c đ tr t i u c a ba ph ng pháp nên ch c ch n m c đ tr t i u cu i cùng t s t ng s l n h n r t nhi u so v i th c t do có s trùng l p nhu c u tài tr c a DTNH khi c ng g p. Ph n th c nghi m c a Shcherbakov (2002) ã cho th y rõ i u này.

2.3.3. *Ph ng pháp ARA EM c a IMF*

Ph ng pháp ARA EM, vi t t t c a c m t “Assessing reserve adequacy for emerging markets”, là ph ng pháp ánh giá m c c a DTNH dành cho các n c m i n i. Ph ng pháp này c IMF a ra vào n m 2011, tr i qua các l n ch nh s a vào n m 2013, 2014 và c h ng đ n áp d ng vào n m 2016. ây là ph ng pháp c IMF xu t ch a lâu nên v n ch a c s d ng nhi u các qu c gia.

Ph ng pháp này s d ng kinh nghi m ã tr i qua c a các n c m i n i khi có dòng v n rút ra trong su t th i gian ph i ch u áp l c c a th tr ng ánh giá các lo i r i ro liên quan phát sinh t nhi u y u t trong c u trúc n c a qu c gia. T kinh nghi m và t các kh o sát, IMF (2011) th y r ng có b n ngu n gây nên c n ki t DTNH các n c m i n i, bao g m:

- *Ngu n thu xu t kh u*: i v i các n c m i n i, s t ng tr ng c a xu t kh u th ng r t nhanh và m nh. N u nh có cú s c th ng m i làm nhu c u bên ngoài qu c gia gi m t ng t thì xu t kh u c a qu c gia m i n i b gi m m nh theo, ph n

ánh kho n thi t h i ti m n ng có th phát sinh do xu t kh u không bù p nhu c u nh p kh u và ph i c n n s h tr c a DTNH.

- *N n c ngoài ng n h n*: ph n ánh r i ro dòng v n t n ng n h n có th c rút ra do áo h n ho c rút v n do chuy n h n các kho n n dài h n.
- *N trung – dài h n n c ngoài và n ch ng khoán v n (g i chung là n n c ngoài khác)*: ph n ánh dòng v n rút ra t các hình th c u t khác. Tuy nhiên, dòng v n ra vào v i t c nhanh và có th gây t n th ng cho tài kho n tài chính ch y u t ch ng khoán v n. Vì v y, n n c ngoài khác có th ph n ánh b ng ch tiêu v n u t gián ti p.
- *Cung ti n r ng*: i di n cho kh n ng dòng v n tháo ch y b i các c dân trong n c, th hi n các tài s n n i a có tính thanh kho n cao có th c bán và chuy n thành tài s n n c ngoài trong su t th i gian c a cu c kh ng ho ng. Cung ti n r ng càng l n thì ng i dân n m gi tài s n n i a có tính thanh kho n càng nhi u và kh n ng chuy n thành tài s n n c ngoài c ng d dàng h n n u qu c gia không ki m soát v n ch t ch .

IMF (2016) c ng l u ý r ng ph ng pháp o l ng này không bao g m thâm h t tài kho n vãng lai (ho c th hi n qua giá tr nh p kh u) b i l thâm h t tài kho n vãng lai c tài tr b i n bên ngoài hay các dòng v n ch y vào t các hình th c u t gián ti p khác.

T ngu n d li u c a các qu c gia m i n i, IMF c l ng tr ng s cho b n ngu n hình thành r i ro nói trên. m c ý ngh a th ng kê 10% và làm tròn các tr ng s , IMF (2011) ã a ra ph ng pháp c l ng m c DTNHTU cho hai ch t giá:

$$\text{Ch t giá c nh: } R^* = 30\% \text{ STED} + 15\% \text{ OPL} + 10\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

$$\text{Ch t giá th n i: } R^* = 30\% \text{ STED} + 10\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 5\% \text{ X}$$

trong ó: R^* (reserve) là m c DTNHTU, STED (short-term external debt) là n n c ngoài ng n h n, OPL (other portfolio liabilities) là n n c ngoài khác và c i di n b ng v n u t gián ti p, M2 là cung ti n r ng M2 và X (export earnings) là doanh thu xu t kh u.

Tuy nhiên, năm 2013, thông qua thực nghiệm và đánh giá lợi ích ngân hàng này, IMF khuyến nghị thông số của khoản nợ nước ngoài khác bằng cách tăng thêm 5% cho các hai chỉ số giá. Vì vậy, mô hình寡 ngân hàng mới thể hiện như sau.

$$\text{Chỉ số giá cũ: } R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 10\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

$$\text{Chỉ số giá mới: } R^* = 30\% \text{ STED} + 15\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 5\% \text{ X}$$

Trong năm 2014, IMF thêm vào điều kiện cho phương pháp寡 ngân hàng này là quốc gia có thể hiện kiểm soát dòng vốn ra vào hay không nhằm giúp phương pháp寡 ngân hàng có thể thực hiện. Vì quốc gia có kiểm soát vốn, thông số của cung tiền rương M2 trong tăng chỉ số giá cũ khuyến nghị. Vì vậy, với hướng dẫn số của IMF vào năm 2016, phương pháp ARA EM thể hiện như sau:

- **Chỉ số giá cũ không có kiểm soát vốn**

$$\text{Chỉ số giá cũ: } R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 10\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

$$\text{Chỉ số giá mới: } R^* = 30\% \text{ STED} + 15\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 5\% \text{ X}$$

- **Chỉ số giá cũ có kiểm soát vốn**

$$\text{Chỉ số giá cũ: } R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

$$\text{Chỉ số giá mới: } R^* = 30\% \text{ STED} + 15\% \text{ OPL} + 2.5\% \text{ M2} + 5\% \text{ X}$$

Ngay sau khi IMF đưa ra phương pháp mới, Tecnica (2012) đã áp dụng ngay phương pháp này tính mức DTNHTU trong năm 2011 cho Colombia, trong đó bên OPL cũ đi đến bằng vốn trực tiếp nước ngoài. Kết quả là mức DTNHTU (20.854 tỷ USD) thấp hơn nhiều so với mức DTNHTT trong năm 2011 của Colombia (31.909 tỷ USD).

2.3.4. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

Các nghiên cứu thực nghiệm của nước ngoài về phương pháp寡 ngân hàng theo kinh nghiệm đã trình bàyलग ghép khi mô phỏng phương pháp này trong phần trên.

Riêng tại Việt Nam, tác giả chưa tìm thấy các nghiên cứu về phương pháp kết hợp các cách thức truyền thống và phương pháp ARA EM của IMF. Các nghiên cứu chủ

yếu tập trung vào các phương pháp truyền thống dựa vào doanh số khách hàng, nợ nước ngoài ngắn hạn và cung tiền rương M2.

Nguyễn Thị Xuân Phương (2012) đã tính toán quy mô DTNH của Việt Nam trong giai đoạn 1999 – 2011. Tác giả nhận thấy rằng nếu xác định mức DTNH của Việt Nam dựa theo tiêu chuẩn 3 tháng nhập khẩu thì chỉ có giai đoạn 2007 – 2009 là áp dụng được, còn tất cả các năm còn lại chỉ có mức nhập khẩu 2 tháng hoặc thấp hơn. Tuy nhiên, nếu dựa theo tiêu chuẩn là áp dụng 100% nợ nước ngoài ngắn hạn trong năm thì DTNH của Việt Nam vượt xa, có những năm đạt trên 500%. Nếu thì, nếu xét theo tiêu chuẩn 20% cung tiền M2, Việt Nam cũng hoàn toàn áp dụng, chỉ có giai đoạn 2009 – 2010 là giảm xuống dưới mức 20% mà thôi.

Lê Thị Tuấn Nga và Phạm Thị Hoàng Anh (2013) khi tính toán quy mô DTNH của Việt Nam trong giai đoạn 2006 – 2012 cũng cho kết quả tương tự như nghiên cứu của Nguyễn Thị Xuân Phương (2012). Các tác giả tính quy mô DTNH theo tiêu chuẩn nhập khẩu và giai đoạn 2006 – 2009 vượt trên mức 12 tuần ứng theo tiêu chuẩn của IMF, nhưng giai đoạn 2010- 2012 đã giảm xuống, chỉ còn 7 – 10 tuần nhập khẩu. Nếu tính quy mô DTNH theo nợ nước ngoài ngắn hạn thì Việt Nam vượt trên 100%, nhưng tất cả này lại có xu hướng giảm dần qua các năm, năm 2011 chỉ còn 142%. Nếu dựa theo cung tiền M2 thì quy mô DTNH của Việt Nam vượt chuẩn cho các năm 2006 – 2008, còn giai đoạn 2009 – 2012 vượt phần mức 20%, thậm chí chỉ còn 8.73% trong năm 2010.

Trần Kim Anh (2018) đã đánh giá quy mô DTNH của Việt Nam trong giai đoạn 2000 – 2016 cũng cho các kết quả tương tự. Khi tính quy mô DTNH theo nợ nước ngoài ngắn hạn thì tất cả này vượt trên 400% trong giai đoạn 2000 – 2008, nhưng tất cả này lại có xu hướng giảm dần sau năm 2009, chỉ còn xoay quanh mức 200% trong giai đoạn 2009 – 2016 nhưng cũng cho thấy nợ nước ngoài ngắn hạn không gây áp lực lên DTNH của Việt Nam. Nếu so với cung tiền M2 thì quy mô DTNH của Việt Nam vượt mức yêu cầu 20% trong suốt giai đoạn 2000 – 2008, nhưng còn giai đoạn 2009 – 2016 vượt phần nhỏ so với mức 20%, năm 2016 chỉ đạt 11.58%. Tác giả cũng đánh giá quy mô DTNH Việt Nam theo tiêu chuẩn nhập khẩu và cho thấy trong giai đoạn 2000 – 2009, DTNH vượt mức 12 tuần theo tiêu chuẩn của IMF, cụ thể là vượt xa mức tiêu chuẩn trong giai đoạn 2006 – 2008. Tuy nhiên, trong giai đoạn 2010 – 2016 sau đó thì tất cả này đã giảm xuống dưới mức tiêu chuẩn 12 tuần, thậm chí chỉ còn 6.84 tuần vào năm 2011.

Tóm lại, thông qua các nghiên cứu về phương pháp đo lường theo kinh nghiệm trên thị trường và trong nước đã có trên, trong thực tiễn nay, các phương pháp đo lường truyền thống đưa vào doanh nghiệp khu, nước ngoài ngành và cung cấp tin cậy M2 bằng các số đo nghiên cứu. Riêng phương pháp đo lường truyền thống đưa vào GDP và các phương pháp khác thì ít có áp dụng. Còn phương pháp ARA EM do IMF xuất phát lâu nên cần có các áp dụng phù hợp để phù hợp cho các quốc gia mới. Vì vậy, luận án sẽ thực nghiệm phương pháp ARA EM cho Việt Nam nhằm xuất hiện một cách thức đo lường mới DTNHTU trong phương pháp đo lường theo kinh nghiệm, giúp Việt Nam có thêm cơ sở để nhận định về đo lường mới DTNHTU của quốc gia.

2.4. PHƯƠNG PHÁP ĐO LƯỜNG MỚI ĐƠN NGỘ NỘI TIẾP ĐƯA VÀO THEO CÁC YẾU TỐ NỘI NGỒI ĐƠN NGỘ NỘI TIẾP

Phương pháp đo lường mới DTNHTU dựa theo các yếu tố nội ngành nội DTNH được thể hiện trên cơ sở hàm chi phí biến đổi tuyến tính với DTNH là biến phụ thuộc và các yếu tố nội ngành nội DTNH là biến độc lập. Sau khi đo lường các tham số cho các yếu tố nội ngành, hàm nhu cầu DTNH được hình thành và là cơ sở tính toán mới DTNHTU dựa vào các yếu tố nội ngành biến đổi.

Trước tiên, tác giả tìm hiểu các nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến phương pháp này biến đổi các nghiên cứu này sẽ đo lường yếu tố nào được cho là nội ngành nội DTNH và vận dụng chúng để xây dựng hàm nhu cầu DTNH.

2.4.1. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

Edison (2003) nghiên cứu để tìm kiếm các yếu tố nội ngành nội DTNH xây dựng hàm DTNH. Vì thế, nghiên cứu Edison (2003) được vận dụng nghiên cứu trong các nghiên cứu liên quan sau này. Theo Edison (2003), có năm yếu tố chính nội ngành nội DTNH của quốc gia, bao gồm: quy mô nền kinh tế, tính đa dạng ngành của tài khoản vãng lai, tính đa dạng ngành của tài khoản tài chính, tính linh hoạt giá và chi phí khi nhập khẩu. Edison (2003) đã thực hiện hàm chi phí biến đổi biến phụ thuộc là DTNH và biến độc lập là năm yếu tố nội ngành biến đổi trên. Kết quả thể hiện các yếu tố tính đa dạng ngành của tài khoản tài chính và chi phí khi nhập khẩu không có mối quan hệ với DTNH do

không có ý nghĩa thống kê. Vì vậy, Edison (2003) xây dựng hàm nhu cầu DTNH là hàm hồi quy đa biến tuyến tính với 3 yếu tố như sau (quy mô nền kinh tế, tính dãn nở thị trường tài khoản vãng lai, tính linh hoạt giá) làm biến độc lập. Trong mô hình này, quy mô nền kinh tế là biến độc lập chính, quy mô dân số và GDP thực bình quân đầu người; tính dãn nở thị trường tài khoản vãng lai là biến phụ thuộc là quy mô dân số và GDP thực bình quân đầu người; tính dãn nở thị trường tài khoản vãng lai là biến phụ thuộc là tỷ lệ nhập khẩu/GDP và biến ngẫu nhiên; tính linh hoạt giá chính là biến ngẫu nhiên. Mô hình của Edison (2003) là $res_t = a + b \ln(pop)_t + c \ln(pci)_t + d im_t + e exv_t + f er_t + u_t$ với res_t , pop , pci , im , exv , er lần lượt là DTNH, dân số, GDP bình quân đầu người, tỷ lệ nhập khẩu/GDP, biến ngẫu nhiên và biến ngẫu nhiên.

Bảng dữ liệu của 122 nước trong suốt giai đoạn 1980 – 1996, Edison (2003) đã thực hiện hồi quy đa biến tuyến tính và kiểm tra các hàm nhu cầu DTNH với biến độc lập: quy mô dân số, GDP thực bình quân đầu người, tỷ lệ nhập khẩu/GDP, biến ngẫu nhiên và biến ngẫu nhiên. Edison (2003) đã sử dụng hàm DTNH này để kiểm tra các DTNHTU cho giai đoạn 1997 – 2002 và so sánh với DTNHTT của giai đoạn này. Kết quả cho thấy trong giai đoạn 1997 – 2000, mức DTNHTU của các nước thấp hơn mức DTNHTT (chính xác là mức DTNHTU của các nước cao hơn nhưng không nhiều). Tuy nhiên, trong giai đoạn 2001 – 2002, mức DTNHTT tăng vượt trội so với mức DTNHTU chứng tỏ sau khi vụ khủng hoảng kinh tế 1997, các quốc gia đã có bài học kinh nghiệm nên ưu tiên tích lũy DTNH nhằm phòng ngừa các khủng hoảng trong tương lai.

Gosselin và Parent (2005) đã dựa trên mô hình năm yếu tố như của Edison (2003) xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH cho tám nước ở Châu Á là Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippines, Singapore và Thái Lan. Các tác giả đã chọn các biến độc lập gồm quy mô kinh tế (tổng nhập khẩu/GDP, ký hiệu là imp) và biến ngẫu nhiên doanh thu xuất khẩu (tổng nhập khẩu, ký hiệu là $v(x)$) làm biến độc lập cho yếu tố tính dãn nở thị trường tài khoản vãng lai; các biến độc lập ngoài ngân hàng/GDP (ký hiệu là $debt$) và tỷ lệ cung tiền M2/GDP (ký hiệu là $M2$) là biến độc lập cho yếu tố tính dãn nở thị trường tài khoản chính; các biến còn lại gồm biến ngẫu nhiên giá (tổng nhập khẩu % thay đổi giá, ký hiệu là $v(er)$) và chi phí cơ hội (ký hiệu là $cost$).

Riêng bi n ph thu c c o b ng t l DTNH/GDP, ký hi u là *res*. V i d li u theo n m c a giai o n 1980 – 2003 c a 8 n c nói trên, các tác gi ã s d ng ph ng pháp h i quy d li u b ng theo mô hình FEM, lo i b các bi n không có ý ngh a th ng kê và c tính nên hàm nhu c u DTNH nh sau:

$$res_{i,t} = 0.51 \times impi_{i,t} - 0.33 \times impi_{i,t} \times d1997 + 0.89 \times M2i_{i,t-1} + 0.78 \times M2i_{i,t-1} \times d1997 + 0.15 \times v(x)_{i,t}$$

trong ó: *d1997* là bi n gi , b ng 1 n u sau 1997 và b ng 0 n u tr c 1997.

V i hàm nhu c u DTNH nói trên, các tác gi ã c l ng m c DTNHTU cho n m 2004 c a 8 n c nói trên và so sánh v i m c DTNHTT. K t qu th hi n DTNHTT c a các n c u l nh n m c DTNHTU, ngo i tr Hàn Qu c cho th y ng c l i.

Khan và Ahmed (2005) th y r ng bên c nh xu t kh u, các dòng ti n t ki u h i, n n c ngoài và vi n tr n c ngoài c ng óng vai trò r t quan tr ng trong tích l y DTNH c a Pakistan. Vì th , các tác gi ã xây d ng hàm nhu c u DTNH v i các bi n c l p là bi n ng cán cân thanh toán, lãi su t th tr ng ti n t , khuynh h ng nh p kh u bình quân, doanh s nh p kh u và ki u h i. T t c các bi n u đ ng log ngo i tr lãi su t th tr ng ti n t . V i d li u theo quý t quý 1/1982 n quý 2/2003 c a Pakistan và ph ng pháp ng liên k t c a Johansen, nghiên c u ã xây d ng nên hàm nhu c u DTNH v i các bi n có nh h ng là bi n ng cán cân thanh toán, ki u h i, doanh s nh p kh u và lãi su t th tr ng ti n t .

Prabheesh và c ng s (2007) c ng d a trên nghiên c u v n m y u t nh h ng c a Edison (2003) xác nh hàm nhu c u DTNH c a n . Theo ó, n m y u t nh h ng c i đi n b ng các bi n c th : quy mô n n kinh t (quy mô dân s , GDP th c bình quân u ng i), tính đ t n th ng c a tài kho n vãng lai (t l nh p kh u/GDP, t l th ng m i/GDP, t l thâm h t tài kho n vãng lai/GDP), tính đ t n th ng c a tài kho n tài chính (t l thâm h t tài kho n tài chính/GDP, t l n n c ngoài ng n h n /GDP, t l cung ti n r ng/GDP), tính linh ng c a t giá (l ch chu n c a t giá theo 12 quý), chi phí c h i tính b ng $(1 + \text{lãi su t ng n h n c a n}) / (1 + \text{lãi su t USD c a Fed})$. B ng ph ng pháp ng liên k t và VECM cho d li u theo quý c a n trong giai o n quý 1/1983 n quý 1/2005, các tác gi ã xác nh c hàm nhu c u DTNH trong dài h n c a n là $res = 2.32 im + 2.96 m - 0.18 er - 0.44 ird$, trong ó: *res* là DTNH, *im* là t l nh p kh u/GDP, *m* là t l cung ti n r ng/GDP, *er* là tính linh ng c a t giá và *ird*

là chi phí c h i. K t qu cho th y DTNH c a n r t nh y c m v i tính d t n th ng c a tài kho n tài chính và kém nh y c m v i chi phí c h i.

Sehgal và Sharma (2008) nghiên c u v hàm DTNH c a n v i bi n ph thu c là DTNH/ GDP và các bi n c l p là các y u t nh h ng n DTNH. Các y u t này có th k n t l nh p kh u /GDP i di n cho vi c thanh toán các giao d ch v i n c ngoài. Hai t l n n c ngoài ng n h n /GDP và v n u t giá n ti p/GDP th hi n s bi n ng c a tài kho n tài chính gây nguy c r i ro thanh kho n cao, i di n cho vai trò ng c phòng ng a c a DTNH. T c t ng tr ng xu t kh u bình quân (tính d a vào 3 k tr c ó) ph n ánh kh n ng có th g p ph i các cú s c th ng m i, c n can thi p vào t giá và i di n cho vai trò ng c th ng m i c a DTNH. Bên c nh ó, các bi n quy mô kinh t (th hi n b ng GDP) và chi phí c h i c a n m gi ngo i h i c ng c a vào mô hình. Các tác gi th c hi n mô hình h i quy b ng ph ng pháp ng liên k t và VECM v i d li u c a n theo quý t quý 2/1992 n quý 1/2006 và nh n th y t hàm nhu c u DTNH tìm c, có b ng ch ng vi c n m gi ngo i h i t i n là cho c ng c th ng m i l n ng c phòng ng a.

Nainwal và c ng s (2013) cho r ng nh ng y u t nh h ng n DTNH bao g m th ng m i qu c t (th hi n qua s th ng d / thâm h t c a tài kho n vãng lai), u t qu c t (bao g m c u t tr c ti p và u t giá n ti p) th hi n lu ng v n l n i vào qu c gia là c s cho n i t lên giá và t ng DTNH, s thay i c a giá c (th hi n qua ch s giá hay l m phát), s c m nh c a n n kinh t (th hi n qua tài khóa cân b ng, n n c ngoài, quy mô và t ng tr ng GDP...) giúp n i t m nh và c h i gia t ng DTNH, chính sách c a chính ph , các y u t chính tr . Vì v y, nghiên c u ã xây d ng hàm nhu c u DTNH v i các bi n gi i thích là m th ng m i (g m c xu t kh u và nh p kh u), u t n c ngoài (g m u t tr c ti p và giá n ti p), ch s giá bán s , GDP, t giá danh ngh a và cung t i n r ng. B ng d li u c a n trong su t giai o n 1991 – 2011 và ph ng pháp OLS cho mô hình h i quy a bi n tuy n tính v i vi c l y log cho t t c các bi n, nghiên c u ã tìm c hàm nhu c u DTNH c a n v i các bi n có ý ngh a là ch s giá bán s , t giá danh ngh a, cung t i n r ng, u t n c ngoài trong ó, bi n ch s giá bán s óng vai trò quan tr ng nh t.

Afrin và cộng sự (2014) tiếp tục vận dụng mô hình của Edison (2003) xây dựng mô hình nhu cầu DTNH của Bangladesh. Tuy nhiên, trong mô hình này, các tác giả chỉ sử dụng biến yếu tố nhân, loại biến yếu tố quy mô kinh tế do dữ liệu không có sẵn. Điểm khác biệt là loại biến ngẫu nhiên của tác giả, các tác giả sử dụng mô hình GARCH thay vì tính theo lịch chu kỳ thông thường. Các biến số của mô hình là DTNH, tỷ lệ nhập khẩu/GDP, tỷ lệ cung tiền thực M2/GDP, biến ngẫu nhiên của tác giả sử dụng log. Biến chi phí cơ hội tính theo công thức là $\ln[(1 + lãi suất T-bill 91 ngày của Bangladesh)/(1 + lãi suất T-bill của M)]$. Bằng kỹ thuật kiểm định Johansen cho dữ liệu theo quý thuộc giai đoạn 1997 – 2012 của Bangladesh, nghiên cứu đã xây dựng các hàm nhu cầu DTNH cho Bangladesh và nhận thấy rằng hai biến tính dài hạn của tài khoản vãng lai và tính linh hoạt của tác giả đóng vai trò quan trọng trong hàm nhu cầu DTNH của Bangladesh.

Chowdhury và cộng sự (2014) cho rằng ở Việt Nam, các dòng tiền từ vốn trực nước ngoài, kiều hối, doanh thu xuất khẩu và xuất trực tiếp nước ngoài có thể thúc đẩy gia tăng mức nhu cầu DTNH. Vì vậy, nghiên cứu đã xây dựng mô hình nhu cầu DTNH gồm các biến giải thích là kiều hối, tỷ giá, lạm phát, chi phí xuất khẩu, cung tiền thực M2, vốn trực nước ngoài và GDP bình quân đầu người. Bằng phương pháp kiểm định nghiệm nghiệm đơn vị ADF và kiểm định liên kết Engle Granger cho dữ liệu theo năm giai đoạn 1972 – 2011 của Bangladesh, các tác giả đã xây dựng các hàm nhu cầu DTNH với các biến có ảnh hưởng là tỷ giá, kiều hối, cung tiền thực, chi phí xuất khẩu và GDP bình quân đầu người.

Riêng tại Việt Nam, những nghiên cứu về các yếu tố nhân của DTNH còn khá ít ỏi, điểm khác biệt là xây dựng hàm nhu cầu DTNH càng chi tiết hơn. Năm 2010, một nghiên cứu có liên quan là công trình đề thi giải thưởng nghiên cứu khoa học “Nhà kinh tế trẻ - Năm 2010” của nhóm sinh viên trường Đại học Kinh tế TP.HCM được thành lập nhân kỷ niệm 100 năm thành lập trường Đại học Kinh tế TP.HCM. Công trình này nghiên cứu về các yếu tố nhân của DTNH Việt Nam và xây dựng hàm nhu cầu DTNH cho Việt Nam. Nhóm nghiên cứu đã dựa trên hàm nhu cầu DTNH của Edison (2003) xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH của Việt Nam với các chi phí cơ hội dành cho các biến tính nhân Edison (2003) đã xây dựng, tuy nhiên loại biến yếu tố quy mô kinh tế do nhận thấy rằng quy mô kinh tế Việt Nam còn nhỏ nên không nhân của DTNH. Nhóm nghiên

c u s d ng d li u c a Vi t Nam giai o n 1996 – 2009 theo n m và theo quý. B ng ph ng pháp ki m nh nghi m n v và ng liên k t c a Johansen cho d li u theo n m, các tác gi ã xây d ng nên hàm nhu c u DTNH trong dài h n c a Vi t Nam. Trong hàm này, các bi n có nh h ng n DTNH bao g m tính d t n th ng c a t i kho n vãng lai th hi n t l thâm h t tài kho n vãng lai/GDP, tính d t n th ng c a tài kho n tài chính là t l cung ti n r ng M2/GDP, tính linh ng c a t giá h i oái là l ch chu n c a t giá h i oái trong 12 tháng và chi phí c h i là sai bi t gi a lãi su t tái c p v n c a VND và lãi su t trái phi u USD c a chính ph M theo công th c $(1 + \text{lãi su t tái c p v n VND}) / (1 + \text{lãi su t trái phi u USD c a M})$. Ng th i, nghiên c u s d ng mô hình VECM v i d li u quý xem xét tác ng trong ng n h n c a các y u t này n DTNH Vi t Nam.

Phan Ti n Nam (2017) cho r ng t i Vi t Nam, sai l ch t giá có nh h ng nh t nh n DTNH. C th , Vi t Nam ang nh giá th c th p n i t nh m khuy n khích xu t kh u, làm cho t giá sai l ch và vi c khuy n khích xu t kh u giúp ngu n thu xu t kh u gia t ng là c s cho DTNH gia t ng theo. Ng th i, trong nh ng giai o n dòng ti n t ki u h i, u t n c ngoài ch y m nh vào Vi t Nam s khi n n i t lên giá. Có th ti p t c th c hi n chính sách nh giá th c th p n i t , NHNN c n cung ng n i t ra th tr ng mua vào ngo i t , ti p t c gia t ng DTNH. Tuy nhiên, l ng n i t này c n c NHNN trung hòa b ng cách phát hành các lo i gi y t có giá v i lãi su t cao h n nhi u so v i lãi su t thu c t tài s n ngo i t , d n n chi phí can thi p trung hòa l n.

2.4.2. Các y u t nh h ng n d tr ngo i h i

Qua các nghiên c u th c nghi m liên quan c l c kh o trên, n m y u t nh h ng n DTNH trong nghiên c u c a Edison (2003) u xu t hi n ít nhi u trong t t c các nghiên c u sau ó. H n n a, khá nhi u các nghiên c u khác th a nh n và v n d ng xây d ng hàm DTNH theo n m y u t nh h ng này. N m y u t này bao g m quy mô n n kinh t , tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai, tính d t n th ng c a tài kho n tài chính, tính linh ng c a t giá và chi phí c h i khi n m gi ngo i h i. Rõ ràng, ng trên góc c s lý thuy t v DTNH c trình bày t i m c 2.1, n m y u t nói trên c cho r ng nh h ng n DTNH là hoàn toàn h p lý. S bi n ng c a tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính d n n s bi n

ng c a DTNH là i u không th bàn cãi. Vì th , tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính th hi n m c nh y c m v i bi n ng c a hai tài kho n này ch c ch n s nh h ng n DTNH. Trong khi ó, quy mô n n kinh t nh h ng n quy mô c a hai tài kho n này và t ó, tác ng n quy mô DTNH. Thêm vào ó, DTNH là công c i u ti t t giá v i thành ph n chính y u là ngo i t nên DTNH g n ch t v i t giá và tính linh ng c a t giá là i u ng nhiên. Còn v chi phí c h i, ây là m t lý do khi n các qu c gia ph i c g ng i tìm m c DTNHTU và chi phí c h i cao s nh h ng n các quy t nh và chính sách c a qu c gia khi th c hi n DTNH. Vì v y, chi phí c h i ch c ch n là m t y u t nh h ng n DTNH c a qu c gia. Ngoài ra, Nainwal và c ng s (2013) cùng v i Chowdhury và c ng s (2014) còn cho r ng m t s y u t v mô c b n nh l m phát, chính sách i u hành kinh t c a chính ph , ch chính tr ... th hi n tính n nh và v ng vàng c a qu c gia có th nh h ng n v th n i t và t ó tác ng n DTNH.

Tóm l i, qua các nghiên c u th c nghi m liên quan và c s lý thuy t v DTNH, các y u t nh h ng n DTNH có th li t kê là quy mô n n kinh t , tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai, tính d t n th ng c a tài kho n tài chính, tính linh ng c a t giá, chi phí c h i, tính n nh c a qu c gia. Các y u t này c phân tích c th sau ây.

2.4.2.1. Quy mô n n kinh t

Khi quy mô n n kinh t gia t ng, các giao d ch qu c t nh giao d ch th ng m i và giao d ch v n c ng s gia t ng v quy mô, ngh a là tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính m r ng l n. i u này hàm ý r ng DTNH s t ng theo m b o kh n ng tài tr n u có cú s c x y ra. Theo Edison (2003) cùng v i Prabheesh và c ng s (2007), quy mô n n kinh t c o l ng b ng các ch tiêu nh quy mô dân s và GDP th c bình quân u ng i. Trong khi ó, v i Gosselin và Parent (2005), Sehgal và Sharma (2008), Nainwal và c ng s (2013) hay Chowdhury và c ng s (2014), n gi n h n, quy mô n n kinh t c o b ng GDP hay GDP bình quân u ng i.

2.4.2.2. Tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai

Tình trạng thặng dư hay thâm hụt của tài khoản vãng lai gây nên sự biến động giá trị hay giảm sút tổng cho DTNH. Vì thế, tài khoản vãng lai càng d b t n thì càng d gây nên sự biến động lớn cho tài khoản này và t o nên nhi u bi n ng cho DTNH. Nh v y, tính d b t n th ng c a tài khoản vãng lai th hi n qua l n c a m c bi n ng tài khoản này. Trong khi ó, sự biến động của tài khoản vãng lai hay cán cân vãng lai l i ph thu c vào tình trạng bi n ng c a các khoản m c t o thành. Khoản m c quản trị ưu tiên do chi m t tr ng cao nh t chính là cán cân th ng m i. Bên cạnh ó, i v i các qu c gia ang phát triển nh Vi t Nam, ngu n ki u h i i vào qu c gia trong khoản m c chuy n giao m t chi u c ng là m t ngu n quản trị t o nên sự gia tăng của DTNH. Tóm l i, sự biến động của cán cân th ng m i và ngu n ki u h i là hai y u t quản trị gây nên sự biến động của cán cân vãng lai/ tài khoản vãng lai và nh h ng n DTNH.

- *Sự biến động của cán cân th ng m i*: M c bi n ng c a cán cân th ng m i c th hi n qua s t ng gi m c a xu t kh u và nh p kh u và c o l ng qua hai ch s sau.

(i) *m th ng m i*: N n kinh t qu c gia có m th ng m i càng l n thì càng d t n th ng tr c các cú s c t bên ngoài, d n n m c bi n ng c a cán cân th ng m i c ng càng l n và ph i c n n s tài tr c a DTNH. Vì v y, qu c gia có m th ng m i càng l n thì càng d tr nhi u ngo i h i m b o phòng ng a c các cú s c t bên ngoài. m th ng m i có th c o b ng nhi u ch tiêu khác nhau. Tuy nhiên, khi nghiên c u th c nghi m, Edison (2003), Prabheesh và c ng s (2007), Sehgal và Sharma (2008), Afrin và c ng s (2014) ã s d ng t l nh p kh u/GDP i di n cho m th ng m i.

(ii) *Sự biến động của xu t kh u*: N u m c bi n ng c a xu t kh u là nh , không áng k , trong kh n ng tài tr nh p kh u thì s không nh h ng nhi u n tình trạng thâm hụt cán cân th ng m i và do th c ng không nh h ng nhi u n DTNH. Còn m c bi n ng c a xu t kh u l n có th nh h ng n cán cân th ng m i và DTNH. Lúc này, n u m c bi n ng c a xu t kh u l n nh ng theo chi u gia tăng thì ngu n cung ngo i t trên th tr ng ngo i h i qu c gia s d i dào h n và qu c gia có i u ki n tích l y thêm DTNH d dàng, giúp DTNH gia tăng. Tuy nhiên, n u m c bi n ng c a xu t kh u l n nh ng theo chi u

s t gi m do nh h ng tiêu c c c a n n kinh t qu c gia ang khó kh n hay c a các cú s c bên ngoài qu c gia thì DTNH s s t gi m theo do ngu n cung ngo i t trên th tr ng gi m sút và qu c gia ph i s d ng t i qu DTNH h tr nhu c u ngo i t , c bi t là t nhu c u nh p kh u c a qu c gia. i u này cho th y m c bi n ng c a xu t kh u có t ng quan cùng chi u ho c ng c chi u v i DTNH tùy tr ng h p. Trong nghiên c u th c nghi m, Gosselin và Parent (2005) o l ng s bi n ng c a xu t kh u b ng l ch chu n c a doanh thu xu t kh u. Trong khi ó, Sehgal và Sharma (2008) o l ng s bi n ng xu t kh u b ng t c t ng tr ng (thay i) c a xu t kh u.

- *Quy mô ngu n ki u h i*: Khan và Ahmed (2005) cho r ng Pakistan và các n c ang phát tri n, ki u h i là m t ngu n quan tr ng gia t ng DTNH. Chowdhury và c ng s (2014) c ng nh n xét t ng t nh v y, cho r ng ki u h i óng góp khá nhi u vào DTNH c a Bangladesh. Ngu n ki u h i càng d i dào là c s giúp DTNH càng gia t ng nhi u h n. Các nghiên c u th c nghi m c a các tác gi trên c ng cho th y bi n ki u h i u có ý ngh a th ng kê trong hàm nhu c u DTNH. Khi nghiên c u th c nghi m, bi n ki u h i c Khan và Ahmed (2005) th hi n d i d ng logarit và c Chowdhury và c ng s (2014) th hi n d i d ng t l % so v i GDP.

2.4.2.3. Tính d t n th ng c a tài kho n tài chính

Tính d t n th ng c a tài kho n tài chính, nói cách khác là m c bi n ng c a tài kho n tài chính hay cán cân tài chính ph thu c vào các y u t sau.

- *m tài chính*: Theo Edison (2003), c ng t ng t nh tài kho n vãng lai, n u m tài chính càng l n thì tài kho n tài chính càng d b t n th ng tr c các cú s c bên ngoài, ng ngh a s bi n ng c a tài kho n tài chính càng l n và nhu c u DTNH gia t ng kh n ng tài tr cho bi n ng l n c a tài kho n này. V i Gosselin và Parent (2005), m tài chính c o l ng b ng t l gi a dòng v n vào/ra và GDP. C th , trong nghiên c u th c nghi m, các tác gi ã dùng t l n n c ngoài ng n h n/GDP i di n cho m tài chính. Ti p sau ó, Sehgal và Sharma (2008) ã dùng c hai ch tiêu t l n n c ngoài ng n h n/GDP và t l v n u t gián ti p/GDP o l ng m tài chính hay s bi n ng c a tài kho n tài chính.

- *Cung tỉ n r ng M2*: Cung tỉ n r ng M2 càng l n ng ngh a v i kh n ng ng i dân trong n c s h u các tài s n n i t có tính thanh kho n d dàng chuy n sang tài s n ngo i t c ng nhi u, cho th y kh n ng tháo ch y kh i dòng v n n i t càng cao và vì v y, có th gây nên t n th ng l n cho tài kho n tài chính và nhu c u DTNH s càng nhi u m b o tài tr cho s t n th ng này. Khi nghiên c u th c nghi m, Edison (2003), Gosselin và Parent (2005), Prabheesh và c ng s (2007) cùng v i Afrin và c ng s (2014) u o l ng bi n cung tỉ n r ng M2 b ng ch tiêu cung tỉ n r ng M2/GDP.

2.4.2.4. Tính linh ng c a t giá

DTNH là công c c NHTW s d ng can thi p vào t giá nên DTNH g n ch t v i m c bi n ng c a t giá trong ho t ng kinh t qu c gia là i u hi n nhiên. N u m t qu c gia cho phép s linh ng c a t giá càng cao thì nhu c u DTNH càng gi m xu ng b i vì NHTW không c n nhi u DTNH can thi p nh m giúp t giá n nh. Vì v y, tính linh ng c a t giá th hi n ch t giá mà qu c gia theo u i có th c o l ng b ng s bi n ng th t s c a t giá trong n n kinh t . N u t giá dao ng t do (bi n ng m nh) th hi n cho phép t giá linh ng cao, NHTW không c n DTNH can thi p nh m c nh t giá. Còn n u t giá dao ng th p thu c ch t giá c nh, nhu c u DTNH s t ng cao duy trì t giá c nh. Tính linh ng c a t giá vì th có m i quan h ng c chi u v i DTNH v m t lý thuy t.

Tuy nhiên, Edison (2003) cho r ng trong th c t , nhi u qu c gia ch p nh n cho phép t giá linh ng cao (k c ch t giá th n i có qu n lý) v n e ng i s bi n ng m nh c a t giá gây nên nhi u cú s c cho n n kinh t nên v n phòng ng a b ng cách gia t ng nhu c u DTNH can thi p vào t giá khi c n thi t. M c bi n ng c a t giá càng m nh cho phép t giá linh ng càng cao thì các qu c gia này l i càng ch ng DTNH nhi u h n. Do ó, tính linh ng c a t giá c ng có th có m i quan h cùng chi u v i DTNH m t s qu c gia.

Vì tính linh ng c a t giá c th hi n thông qua s bi n ng c a t giá nên trong nghiên c u th c nghi m, bi n s này c o l ng b ng l ch chu n c a t giá nh Gosselin và Parent (2005), Prabheesh và c ng s (2007) ho c Afrin và c ng s (2014) ã áp d ng.

2.4.2.5. Chi phí h i

Tài sản ngoi h i ph i m b o các c tính là an toàn và thanh kho n cao nên l i t c thu c t u t ngoi h i s ít h n nhi u so v i u t vào m t công c thông th ng khác có tính r i ro cao h n. Vì th , chi phí c h i c a vi c n m gi ngoi h i là chênh l ch gi a l i t c thu c t u t ngoi h i và l i t c t m t công c u t thay th ho c m r ng ra theo h ng n gi n, có th l y t su t l i nhu n c a m t công c u t thay th mang tính i di n làm chi phí c h i cho vi c n m gi ngoi h i. Nh v y, qu c gia càng n m gi nhi u ngoi h i thì càng ph i ch u m c chi phí c h i cao. Do ó, Edison (2003) cho r ng v i chi phí c h i càng gia t ng, các qu c gia có th e ng i và không s n lòng DTNH nhi u và m c d tr s th p i. Chi phí c h i là y u t khó o l ng chính xác và vì v y, các nghiên c u th c nghi m s d ng nhi u ph ng pháp khác nhau o l ng chi phí c h i. Edison (2003) hay Gosselin và Parent (2005) s d ng chênh l ch gi a lãi su t cao c a n i t và lãi su t th p c a ngoi t i di n cho chi phí c h i. Khan và Ahmed, (2005) s d ng ch m t m c lãi su t trên th tr ng t i n t nh là chi phí c h i. Các nghiên c u c a Prabheesh và c ng s (2007) ho c Afrin và c ng s (2014) l i tính chi phí c h i = $(1 + \text{lãi su t ng n h n n i t}) / (1 + \text{lãi su t ng n h n ngoi t})$.

2.4.2.6. Tính n nh c a qu c gia

m i qu c gia, m t ngu n ngoi t khá l n v n c n m gi b i dân chúng. Vì th , m t qu c gia n nh có th giúp v th n i t c nâng cao, nhu c u chuy n i các tài s n ngoi t c a ng i dân sang n i t gia t ng. Nh v y, cung ngoi t trên th tr ng gia t ng và là c h i t t i qu c gia tích l y thêm DTNH t ngu n ngoi t mà dân chúng n m gi . Tính n nh c a qu c gia bao g m ch y u là tính n nh v kinh t và tính n nh v chính tr .

- *Tính n nh v kinh t* : ánh giá tính n nh c a m t n n kinh t , nh ng y u t n n t ng th h i n s c m nh c a n n kinh t s c xem xét nh l m phát, t ng tr ng GDP, tình tr ng ngân sách, cách th c i u hành kinh t c a chính ph ... Trong ó, nghiên c u c a Nainwal và c ng s (2013) nh n m nh n y u t l m phát và chính sách i u hành kinh t c a chính ph .

(i) *L m phát*: L m phát t ng cao làm n i t m t giá và nhu c u ngo i t gia t ng, tác ng n t giá. can thi p vào t giá nh m giúp t giá không bi n ng quá nhi u, NHTW c n bán ra ngo i h i, làm DTNH gi m xu ng. N u l m phát th p và n nh s duy trì ni m tin c a ng i dân vào n i t , nhu c u n m gi ngo i t không nhi u và NHTW có th t n d ng c h i gia t ng DTNH. Chowdhury và c ng s (2014) c ng ng ý l m phát có nh h ng n DTNH.

(ii) *Chính sách i u hành kinh t c a chính ph* : N u chính sách theo h ng t do hóa n n kinh t và hòa nh p sâu v i th gi i thì qu c gia đ b t n th ng tr c các cú s c bên ngoài nên qu c gia c n đ tr nhi u ngo i h i phòng ng a (Nainwal và c ng s , 2013).

- *Tính n nh v chính tr* : Qu c gia có b i c nh chính tr n nh s khuy n khích kinh t phát tri n tích c c, nâng cao v th n i t và làm c s gia t ng DTNH. Bi n s này có th c o l ng b ng ch s n nh chính tr (Nainwal và c ng s , 2013).

2.4.3. Các nh n xét rút ra nh m xây đ ng mô hình th c nghi m cho Vi t Nam

D a vào vi c l c kh o các nghiên c u th c nghi m liên quan c ng nh trình bày v các y u t nh h ng n DTNH, m t s nh n xét c rút ra làm ti n xây đ ng mô hình th c nghi m cho Vi t Nam i v i ph ng pháp d a vào các y u t nh h ng n DTNH trong ch ng 3.

Th nh t, các y u t nh h ng n DTNH c a vào thành bi n s trong hàm nhu c u DTNH th t s r t a d ng. Hàm nhu c u DTNH d a vào các y u t nh h ng là hàm h i quy a bi n tuyen tính. M i nghiên c u xây đ ng nên hàm DTNH v i các y u t nh h ng không gi ng nhau hoàn toàn. Tuy nhiên, d nh n th y là các y u t nh h ng c s đ ng trong các nghiên c u th ng d a vào nghiên c u c a Edison (2003) b i l nghiên c u này ã a ra c n m y u t nh h ng n DTNH khá toàn di n, y và h p lý nên có s c thuy t ph c cao. Có th k n các nghiên c u n c ngoài là c a Gosselin và Parent (2005), Prabheesh và c ng s (2007), Sehgal và Sharma (2008), Afrin và c ng s (2014) và m t nghiên c u t i Vi t Nam là c a nhóm sinh viên i h c Kinh t TP.HCM (2010). Tuy

nhiên, nghiên cứu tại Việt Nam chưa đưa vào mô hình thực nghiệm bản yếu thực nghiệm của Edison (2003) và bước qua yếu quy mô nền kinh tế.

Vì vậy, trong nghiên cứu thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả sử dụng mô hình của Edison (2003) vì tính đáng tin cậy do sử dụng phương pháp biến ngẫu nhiên của Edison thêm yếu quy mô nền kinh tế vào mô hình tính toán mô hình giá trị hiện tại quy mô nền kinh tế, tính dòng tiền thực của tài khoản vãng lai, tính dòng tiền thực của tài khoản tài chính, tính linh hoạt giá, chi phí cơ hội khi không giao dịch.

Thứ hai, các biến số của mô hình giảm biến ngẫu nhiên của xuất khẩu và biến ngẫu nhiên giá thực tính bằng lạm phát. Tuy nhiên, Gosselin và Parent (2005) cho rằng lạm phát thực theo giá trị trung bình của hàng năm là 10 năm hay Prabhesh và cộng sự (2007) cho rằng hàng năm 12 quý. Trong khi đó, nghiên cứu gần đây của Afrin và cộng sự (2014) đã sử dụng kinh tế lạm phát tính lạm phát thực bằng mô hình GARCH có tính chính xác cao hơn.

Do đó, khi xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả sử dụng phương pháp kinh tế lạm phát và mô hình ARCH cho lạm phát thực đi kèm cho các biến số biến ngẫu nhiên xuất khẩu và biến ngẫu nhiên giá.

Thứ ba, chi phí cơ hội của có cách tính chính xác và cho lạm phát thực biến ngẫu nhiên cách trong các nghiên cứu. Tuy nhiên, nếu chi phí cơ hội càng cao thì việc ảnh hưởng giá trị thêm ngoại hối và sử dụng vốn cho các hoạt động thị trường khác của nền kinh tế là rất quan trọng. Do đó, việc đưa thêm ngoại hối càng cân nhắc càng và nhất, khoản DTNH có tích lũy thêm sẽ càng có ý nghĩa hơn khi đưa vào sử dụng. Nhận thấy hiện mức chi phí cơ hội cao nhất khi đưa vào mô hình thực nghiệm Việt Nam vì mức lãi suất Việt Nam phải cân nhắc cần trả nợ hiện tại khi đưa thêm ngoại hối, tác giả chọn cách tính chi phí cơ hội bằng mức lãi suất duy nhất là lãi suất cho vay nội tệ VND.

Thứ tư, tính dòng tiền thực của tài khoản tài chính thực hiện thông qua mức tài chính và cung tiền thực M2. Vì vậy mức tài chính, có nhiều cách thức cho lạm phát biến số này. Tuy nhiên, dựa theo nghiên cứu của Sehgal và Sharma (2008), tác giả sử dụng biến số sử dụng giá trị p/GDP như là đi kèm cho mức tài

chính bị l v n u t gián ti p là dòng ti n “nóng”, i vào và rút kh i qu c gia r t nhanh nên nó là y u t quan tr ng gây nên bi n ng và đ làm t n th ng tài kho n tài chính, t ó nh h ng m nh n DTNH.

Riêng i v i cung ti n r ng M2 là bi n s th hai i đi n cho tính đ t n th ng c a tài kho n tài chính, tác gi à không a vào mô hình th c nghi m cho Vi t Nam b i l cung ti n M2 cho bi t m c th áo ch y c a dòng v n trong n c sang các tài s n n c ngoài khi có cú s c hay bi n c , gây nên bi n ng cho tài kho n tài chính và c ng c n DTNH tài tr . Tuy nhiên, Vi t Nam luôn ki m soát ch t ch vi c chuy n i tài s n n i t sang tài s n ngo i t c ng nh vi c chuy n tài s n ngo i t ra n c ngoài nên vi c th áo ch y t c a dòng v n trong n c sang n c ngoài khó x y ra, không nh h ng nhi u n bi n ng tài kh an tài chính hay DTNH. Vì th , vi c a bi n s cung ti n M2 vào mô hình t i Vi t Nam là không c n thi t.

2.5. PH NG PHÁP C L NG M C D TR NGO I H I T I U D A THEO CHI PHÍ – L ÍCH C A D TR NGO I H I

2.5.1. Cách ti p c n “chi phí – l ích” c a đ tr ngo i h i theo Heller (1966)

V ph ng pháp ti p c n “chi phí - l ích” c a DTNH c l ng m c DTNHTU cho m t qu c gia, Heller (1966) là ng i u tiên a ra ph ng pháp ti p c n này.

Heller, H.R. cho r ng l ích c a DTNH chính là có th dùng tài tr nh m tránh x y ra thâm h t trong cán cân thanh toán, t ó tránh c kho n chi phí i u ch nh s cân b ng tr l i c a cán cân thanh toán. Hay nói cách khác, l ích c a vi c n m gi ngo i h i chính là kho n chi phí i u ch nh này.

Còn chi phí c a vi c n m gi ngo i h i chính là s chênh l ch gi a thu nh p có c n u u t DTNH nh là v n thông th ng và thu nh p th c s thu v t u t DTNH. i u này c hi u r ng các tài s n thu c DTNH ph i có tính an toàn và thanh kho n nên n m gi đ tr đ i hình th c các tài s n có tính ch t nh v y thì thu nh p có c luôn th p h n so v i vi c chuy n kho n đ tr này thành v n và u t v n vào các tài s n có tính r i ro cao h n ho c vào các ho t ng s n xu t kinh doanh có t su t l i nhu n h p đ n h n. Ph n chênh l ch này chính là chi phí cho vi c n m gi ngo i h i hay có th g i là chi phí c h i c a DTNH. Chi phí c

hi này sẽ xem như chi phí khi dùng cách thức n m gi ngo i h i nh m tài tr cho s thâm h t c a cán cân thanh toán, nên c ng có th g i là chi phí tài tr .

Nh v y, khi có s thâm h t cán cân thanh toán x y ra, i u ch nh cho cán cân thanh toán quay tr l i tr ng thái cân b ng, qu c gia có th l a ch n ph ng án s đ ng chi phí i u ch nh ho c ph ng án s đ ng chi phí tài tr ho c k t h p c hai. Và hi n nhiên, qu c gia ph i l a ch n ph ng án t t nh t là ph ng án có chi phí nh nh t hay nói cách khác là ph i t i thi u hóa t ng chi phí i u ch nh ho c /và chi phí tài tr . Nh v y, n u l y o hàm c a t ng chi phí thì nó ph i b ng 0 hay có th hi u, t ng c a o hàm chi phí i u ch nh (l i ích biên c a DTNH) và o hàm chi phí tài tr (chi phí biên c a DTNH) là b ng 0. i u này có ngh a n u l i ích biên và chi phí biên b ng nhau thì t ng chi phí là nh nh t. Do ó, Heller, H.R. cho r ng m c DTNHTU là m c đ tr mà t i ó, chi phí biên và l i ích biên c a DTNH là t ng ng nhau.

Nh v y, b n ch t th c s c a ph ng pháp này là tìm cách t i thi u hóa t ng chi phí n m gi ngo i h i xác nh c m c DTNHTU. M c dù là ng i kh i x ng và a ra c s lý thuy t có tính khoa h c cho ph ng pháp t i p c n m i m này c l ng m c DTNHTU nh ng Heller (1966) v n có thi u sót khi cho r ng hàm xác su t x y ra vi c thâm h t trong cán cân thanh toán là không liên quan n m c DTNH.

V n đ ng cách th c t i p c n c a Heller (1966) nh m xác nh m c DTNHTU, r t nhi u nhà nghiên c u ã tri n khai và phát tri n thành nhi u lo i mô hình c l ng m c DTNHTU đ a theo chi phí và l i ích c a DTNH. Tuy nhiên, có hai mô hình chính y u c các nhà nghiên c u kinh t các qu c gia sau này s đ ng nhi u tính toán m c DTNHT cho các qu c gia. ó chính là mô hình c a Frankel và Jovanovic (1981) và mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992).

2.5.2. Mô hình c a Frankel và Jovanovic (1981)

2.5.2.1. Mô hình lý thuy t

Theo Frankel và Jovanovic (1981), DTNH nh là “t m m gi m xóc” (buffer stock) cho s bi n ng c a giao d ch ngoài n c, th hi n cho l i ích c a DTNH. Vì v y, m c DTNHTU ph thu c vào s bi n ng này hay nói cách khác, s bi n

ng c a DTNH ph thu c vào s bi n ng c a giao d ch qu c t . Vì bi n ng c a giao d ch qu c t có c tính ng u nhiên nên s bi n ng c a DTNH c ng là ng u nhiên. Bên c nh ó, thu nh p t DTNH th ng th p h n so v i thu nh p t m c l i su t th tr ng, vì v y, n m gi ngo i h i ngh a là có th m t i m t kho n thu nh p. ây chính là chi phí n m gi ngo i h i hay chi phí c h i c a DTNH. N u kho n thu nh p m t i càng l n thì kh n ng DTNH c ng gi m theo.

T l p lu n này, các tác gi ã l p nên mô hình c l ng m c DTNHTU ch v i hai bi n quan tr ng là s bi n ng ng u nhiên c a DTNH (i di n cho chi phí i u ch nh hay l i ích c a DTNH) và thu nh p b m t i (chi phí c a DTNH). Mô hình c xây d ng nên nh sau:

$$\ln R = b_0 + b_1 \ln I + b_2 \ln r + u$$

trong ó: R: m c DTNHTU;

I: l ch chu n c a bi n ng DTNH (i di n cho chi phí i u ch nh hay l i ích c a DTNH);

r: chi phí n m gi ngo i h i (tính theo %/ n v th i gian);

b_0 : chi phí i u ch nh c nh theo c thù qu c gia;

b_1, b_2 : các h s mô hình v i $b_1=0.5$ và $b_2=-0.25$ theo mô hình lý thuy t;

u: sai s c a mô hình.

2.5.2.2. Các nghiên c u th c nghi m liên quan

Ramachandran (2004) ã v n d ng mô hình c a Frankel, J.A. và Jovanovic, B. (1981) tính toán m c DTNHTU c a n . B ng cách s d ng d li u theo tu n t 01/04/1999 n 27/06/2003 cho n , tác gi ã c l ng c mô hình. Tuy nhiên, khi so sánh v i thông s c a mô hình lý thuy t do Frankel, J.A. và Jovanovic, B. (1981) a ra, tác gi th y các thông s b l ch r t l n. Tác gi cho r ng ó là do cách o l ng s bi n ng c a DTNH b ng l ch chu n c a thay i DTNH (theo 8 tu n là cách tác gi th c hi n) s t o nên s tác ng l n nhau gi a vi c o l ng s bi n ng và sai s c a mô hình. kh c ph c, tác gi ã s d ng mô hình GARCH o l ng s bi n ng c a DTNH. K t qu cho th y các thông s c a mô hình tìm c g n v i các thông s c a mô hình lý thuy t h n.

ng th i, mô hình tìm c c ng th hi n chi phí c h i nh h ng n nhu c u DTNH nhi u h n so v i s bi n ng c a DTNH. i u này cho th y ph n l n DTNH tích l y thêm trong th i gian tác gi ang nghiên c u (2003) n t dòng tí n “không ph i là n ” nên chi phí c h i là y u t cân nh c chính y u NHTW quy t nh t ng thêm DTNH hay không.

Silva và Da Silva (2004) ã tìm hi u v m c DTNHTU c a Brazil đ a trên mô hình c a Frankel, J.A. và Jovanovic, B. (1981). Các tác gi s đ ng đ li u theo tháng t tháng 01/1995 n tháng 3/2004 c a Brazil nghiên c u. Trong mô hình, các tác gi ã dùng ph ng pháp GARCH và EGARCH o l ng s bi n ng c a DTNH và cu i cùng l a ch n EGARCH vì cho k t qu t t h n. Chi phí n m gi ngo i h i c o l ng b ng m c lãi su t ng n h n c a Brazil. Ngoài ra, m t bi n gi c ng c a vào mô hình phân bi t tr c và sau khi chuy n sang ch t giá th n i c a Brazil t tháng 01/1999. B ng cách s đ ng ph ng pháp h i quy OLS, nghiên c u ã cho th y các thông s b_1 và b_2 khá phù h p v i thông s c a mô hình lý thuy t. Bi n gi mang đ u âm th hi n qu c gia có nhu c u DTNH ít h n trong ch t giá th n i. Bên c nh ó, m c DTNHTT c a Brazil luôn cao h n (nh ng không quá cách bi t) so v i DTNHTU c tính t mô hình.

Hee-Ryang Ra (2007) v n đ ng mô hình c a Frankel, J.A. và Jovanovic, B. (1981) nghiên c u v m c DTNHTU c a Hàn Qu c. Tuy nhiên, tác gi ã thêm bi n m th ng m i (o b ng t l nh p kh u/GDP) và bi n quy mô n n kinh t (o b ng GDP) vào mô hình. Tác gi c ng o l ng bi n ng DTNH không b ng l ch chu n mà b ng mô hình GARCH. V chi phí c h i, tác gi o b ng chênh l ch gi a lãi su t trái phi u chính ph n i a l n m và lãi su t trái phi u kho b c M l n m. Tác gi s đ ng đ li u theo tháng c a Hàn Qu c trong su t giai o n t tháng 05/1973 n tháng 12/2005. B ng ph ng pháp ki m nh nghi m n v , ng liên k t c a Johansen và ph ng pháp h i quy OLS, tác gi ã xây đ ng nên mô hình c l ng m c DTNHTU cho Hàn Qu c. K t qu cho th y nhu c u DTNH c a Hàn Qu c nh y c m h n v i chi phí i u ch nh và m th ng m i, nh ng ít nh y c m v i chi phí c h i, c bi t sau kh ng ho ng 1997. i u này cho th y Hàn Qu c ã nh n ra bài h c sau kh ng ho ng và t ng nhanh DTNH làm t m m phòng ng a cho dù ph i ch u chi phí c h i cao.

gi thi t này là không úng cho các n c ang phát tri n vì thâm h t cán cân thanh toán là hi n t ng ph bi n các n c này và h u h t các qu c gia này u ph i i vay n t th tr ng v n qu c t . s a ch a thi u sót này, Ben-Bassat và Gottlieb (1992) ã xây d ng mô hình c l ng m c DTNHTU có tính n r i ro qu c gia.

2.5.3. Mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992)

2.5.3.1. Mô hình lý thuy t

Khi xây d ng mô hình c l ng m c DTNHTU, Ben-Bassat và Gottlieb (1992) ã ngh r i ro qu c gia ph i c xem xét a vào mô hình. R i ro qu c gia (sovereign risk) c c p ây là r i ro mà m t qu c gia không th thanh toán n mà mình ã i vay c a n c ngoài, có th vì lý do kinh t , chính tr , pháp lý... R i ro này th ng x y ra các n c ang phát tri n và m i n i nên các nhà u t khi cho vay ho c u t vào các qu c gia này bu c ph i ch p nh n r i ro qu c gia. Vì v y, mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) r t phù h p cho các n c ang phát tri n và m i n i.

Các tác gi l p lu n r ng DTNH ch c n ki t khi x y ra r i ro qu c gia t c là chính ph không th tr c h t các kho n n n c ngoài dù có dùng toàn b DTNH chi tr , ph i ch u v n . Do ó, xác su t c n ki t DTNH c ng có th c xem là xác su t khi x y ra v n , không th thanh toán n n c ngoài c a m t qu c gia.

V n d ng ph ng pháp ti p c n chi phí- l i ích DTNH c a Heller (1966), Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cho r ng NHTW s c g ng t i thi u hóa t ng các chi phí i v i ngo i h i d tr . Các chi phí này bao g m kho n thu nh p b m t i (chi phí c h i) khi n m gi ngo i h i trong tr ng h p DTNH là s đ ng và kho n chi phí t n th t do v n qu c gia khi c n ki t DTNH, t c khi DTNH b ng 0. Kho n chi phí t n th t do v n có th xem nh l i ích c a vi c n m gi ngo i h i. Chi phí trong m i tr ng hợp s c u u c nhân v i xác su t x y ra cho t ng tr ng h p. Vì v y, hàm t ng chi phí của DTNH đư c th hi n nh sau:

$$EC = \pi C_0 + (1 - \pi) C_1 \quad (2.1)$$

trong ó: EC : Tổng chi phí DTNH c k v ng;

C_0 : chi phí t n th t do v n qu c gia khi DTNH b ng 0;

C_1 : thu nhập b m t i (i di n b ng chi phí c h i) khi DTNH l n h n 0;

π : xác su t x y ra DTNH b ng 0 (xác su t v n qu c gia);

(1-): xác su t x y ra DTNH l n h n 0.

- **Chi phí c h i**

Là kho n thu nh p b m t i khi n m gi ngo i h i, c tính b ng chênh l ch gi a hi u su t biên c a v n trong n n kinh t và lãi su t thu c khi u t ngo i h i d tr . Nói cách khác, chi phí c a v i c n m gi ngo i h i là lãi su t có th t c n u chuy n DTNH thành v n u t trong n c và lãi su t th c s thu c khi u t ngo i h i ang đ tr . Công th c tính chi phí c h i nh sau.

$$C_1 = rR \quad (2.2)$$

v i C_1 là chi phí c h i ; r là chênh l ch gi a hai m c lãi su t và R là DTNH.

- **Chi phí t n th t do v n qu c gia**

Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cho r ng h u h t các n c ang phát tri n u m n n t th tr ng qu c t và vì v y, c n m b o DTNH m t m c nh t nh duy trì uy tín và x p h ng tín nhi m. Vi c c n ki t DTNH t ng t s làm gi m uy tín qu c gia, chi phí vay m n n t ng cao h n ng th i ngu n cung tín đ ng dành cho qu c gia c ng gi m i. i u này làm cho vi c c n ki t DTNH càng kéo dài h n và tr m tr ng h n. T ó, kh ng ho ng n qu c gia có th xu t hi n, gây nên t n th t qu c gia là s n l ng qu c gia b s t gi m. Vì v y, chi phí do v n hay chi phí do c n ki t DTNH có th c xem nh là t n th t s n l ng qu c gia do v n . Trong nghiê n c u th c nghi m, Ben-Bassat và Gottlieb (1992) và các nghiê n c u k th a u s đ ng t n th t s n l ng qu c gia do kh ng ho ng ho c do v n làm th c o chi phí c n ki t DTNH.

Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cho r ng khi x y ra v n , m c t ng tr ng s n l ng qu c gia s gi m i trong vài n m k ti p nên ã tính s n l ng tí m n ng trong vài n m sau hi n t ng v n v i gi thi t t c t ng tr ng v n ti p t c nh tr c khi qu c gia v n . T c t ng tr ng này có th tính b ng cách l y trung bình c a t c t ng tr ng vài n m tr c khi v n . Ph n t n th t s n l ng qu c gia hay chi phí do c n ki t DTNH chính là t ng c a chênh l ch gi a s n l ng tí m

ng và s n l ng th c t trong các n m b suy gi m t c t ng tr ng s n l ng sau khi v n . Tuy nhiên, trong nghiên c u th c nghi m, n u qu c gia ch a x y ra hi n t ng v n , các nghiên c u s l y th i i m x y ra các cu c kh ng ho ng th gi i làm suy gi m t c t ng tr ng s n l ng qu c gia làm c n c tính t n th t s n l ng qu c gia.

- *Xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên c a qu c gia*

Qu c gia có m c DTNH cao s d vay n trên th tr ng qu c t h n và vì v y, khó có th r i vào tình tr ng không tr c n n c ngoài hay nói cách khác, xác su t v n gi m i. Vì v y, xác su t v n ch u s nh h ng c a DTNH và có m i quan h ng c chi u v i DTNH.

Ngoài ra, r i ro v n c a qu c gia còn ph thu c vào m t lo t các y u t và các ch s c b n c a n n kinh t . Theo Ben-Bassat và Gottlieb (1992), t p h p các bi n kinh t nh h ng n r i ro v n c a qu c gia bao g m v n v thanh kho n v i bên ngoài qu c gia (th hi n t s gi a DTNH và nh p kh u, s bi n ng c a cán cân thanh toán, GDP th c bình quân u ng i...), kh n ng thanh toán trong dài h n (i di n b i t l gi a n v i xu t kh u, t l gi a s n l ng và v n...), kh n ng qu n lý v mô nói chung (qua các ch tiêu nh l m phát...).

Nh v y, xác su t v n qu c gia là m t hàm theo DTNH và t p h p các bi n kinh t nh h ng nên được thể hi n:

$$\pi = f(R, Z) \text{ và } \frac{\partial \pi}{\partial R} = \pi_R < 0 \quad (2.3)$$

trong ó: π là xác su t v n qu c gia; R là DTNH; Z là t p h p các bi n kinh t ảnh h ng n r i ro v n c a qu c gia; π_R là xác su t v n biên qu c gia (marginal probability of default), c tính b ng o hàm c a π theo R ng th i π_R ph i nh h n 0 th hi n m i quan h ng c chi u gi a DTNH và xác su t v n qu c gia.

(i) *Cách xác nh xác su t v n*

Cách tính xác su t v n qu c gia c d a trên phí ph i tr khi qu c gia m n n c ngoài, có th xem là th c o r i ro qu c gia (Ozyildirim và Yaman, 2005). Th tr ng tài chính qu c t ánh giá xác su t v n và th hi n r i ro này vào trong

phí phí trả hay chênh lệch lãi suất nội địa ngoài địa phương gia. Chênh lệch lãi suất này chính là chênh lệch giá lãi suất tính cho quốc gia có rủi ro và lãi suất tính cho quốc gia không có rủi ro (chẳng hạn như LIBOR). Theo thuyết kỳ vọng, khi cho quốc gia có rủi ro mượn, chủ kỳ vọng rằng trong tương lai quốc gia không gặp rủi ro (trường hợp $1 - \pi$) thì thu nhập thực tế sẽ tăng lên khi cho vay một khoản không gặp rủi ro. Điều này có nghĩa:

$$(1 - \pi)(1 + i) = 1 + i^* \quad (2.4)$$

với i là lãi suất khi cho vay quốc gia có rủi ro và i^* là lãi suất khi cho vay không có rủi ro.

Chuyển về phương trình (2.4) tính xác suất vỡ nợ, thu được:

$$1 - \pi = \frac{1+i^*}{1+i} \quad \text{và} \quad \pi = \frac{i-i^*}{1+i} \quad (2.5)$$

Các phương trình (2.5) có thể viết theo cách khác:

$$\frac{\pi}{1-\pi} = \frac{i-i^*}{1+i^*} \quad (2.6)$$

$\frac{i-i^*}{1+i^*}$ thường gọi là phí bù rủi ro quốc gia.

Ngày nay, Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cho rằng tính xác suất vỡ nợ theo hàm xác suất logistic là phù hợp vì hàm này thể hiện các sự kiện xảy ra trong quốc gia của tập hợp các biến kinh tế có liên quan. Theo hàm xác suất logistic, xác suất vỡ nợ được thể hiện như sau:

$$\pi = \frac{e^f}{1+e^f} \quad \text{hay có thể viết cách khác:} \quad \frac{\pi}{1-\pi} = e^f \quad (2.7)$$

với e^f là hàm mũ của tập hợp các biến kinh tế liên quan xảy ra trong quốc gia.

Phương trình (2.7) có thể viết lại như sau:

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \ln(e^f) = f \quad (2.8)$$

Như trên đã đề cập, f là một hàm tập hợp Z các biến kinh tế liên quan xảy ra trong quốc gia. Vì vậy, f có thể được viết như sau:

$$f = f(Z_i) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{it} Z_{it} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

trong đó: Z_i là số biến kinh tế có nhúng trong i và a_0, a_i là các hệ số tương ứng với biến này, ε là sai số của phương trình hồi quy.

Thay phương trình (2.6) và (2.8) vào phương trình (2.9) thu được:

$$\ln\left(\frac{i-i^*}{1+i^*}\right) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{it} Z_{it} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Với tập hợp các biến Z_i và tham số $\frac{i-i^*}{1+i^*}$ đã biết, các hệ số của hàm hồi quy có thể ước lượng. Sau khi đã xác định hàm hồi quy là hàm tính tham số $\frac{i-i^*}{1+i^*}$, dựa vào phương trình (2.7), có thể tính được xác suất vỡ nợ (π).

(ii) Cách xác định xác suất vỡ nợ biên

Xác suất vỡ nợ biên (π_R) có thể tính được bằng cách lấy đạo hàm phương trình (2.8) theo R và hàm hồi quy đã ước lượng xác định.

- **Ước lượng mức DTNHTU**

Thay phương trình (2.2) vào (2.1), như vậy:

$$EC = \pi C_0 + (1 - \pi)rR = \pi C_0 + rR - \pi rR \quad (2.11)$$

DTNH tối thiểu là mức chi phí của DTNH tối thiểu. Như vậy, mức DTNHTU là mức nợ mà tại đó, tổng chi phí EC tối thiểu. Nói cách khác, mức DTNHTU là mức nợ mà tại đó, đạo hàm của tổng chi phí EC theo dự trữ ngoi bằng 0.

Lấy đạo hàm của EC (phương trình 2.11) theo R và cho bằng 0 với ý rằng π là hàm theo R sẽ thu được:

$$\frac{\partial EC}{\partial R} = C_0 \frac{\partial \pi}{\partial R} + r - rR^* \frac{\partial \pi}{\partial R} - \pi r = 0 \quad (2.12)$$

Thay (2.3) vào phương trình (2.12) được:

$$\pi_R (C_0 - rR^*) + (1 - \pi)r = 0 \quad (2.13)$$

Tính R^* là mức DTNHTU từ phương trình (2.13) bằng cách chuyển về R^* , mô hình chi lượng mức DTNHTU thì hiển nhiên sau:

$$R^* = \frac{1 - \pi}{\pi_R} + \frac{C_0}{r} \quad (2.14)$$

Trong mô hình trên, các biến số C_0 , r , π và π_R đã nêu rõ cách xác định nên có thể dễ dàng tính được R^* .

2.5.3.2. Các nghiên cứu thực nghiệm liên quan

Ben-Bassat và Gottlieb (1992) sử dụng dữ liệu theo năm từ 1964 đến 1988 của Israel xây dựng mô hình xác định DTNHTU cho Israel. Các tác giả nhìn nhận vào thời điểm 1980, Israel gặp phải khủng hoảng nghiêm trọng trong thương vụ và lạm phát tăng gần 500%. Cho năm 1985, các yếu tố vĩ mô mất ổn định. Các tác giả đã tính toán thuế suất lãi cho Israel trong giai đoạn này với mức trung bình là 195% GNP cho mỗi năm. Thuế suất này được sử dụng làm chi phí khi tính chi phí cơ hội, nghiên cứu về lãi suất thực của DTNH là mức trung bình của lãi suất tín dụng ngắn hạn của USD và mark và được điều chỉnh theo giá trị nhân phẩm của Israel tại Mỹ và Đức. Lãi suất có thể thu được nếu chuyển ngoại tệ sang và chi phí đi vay lãi suất thực vào hoạt động sản xuất của chính quyền. Bên cạnh đó, tính xác suất vỡ nợ, nghiên cứu về các biến kinh tế như nợ nội tệ và nợ ngoại tệ quốc gia cho hàm f là tỷ lệ DTNH/nhập khẩu, tỷ lệ nợ quốc gia/xuất khẩu. Riêng phí bù rủi ro được tính dựa vào lãi suất phi rủi ro i^* là LIBOR và lãi suất có rủi ro là lãi suất mà ngân hàng ngoài nước khu vực công Israel. Bằng cách sử dụng phương pháp OLS và 2SLS thể hiện hệ số quy cho phương trình tính phí bù rủi ro, các tác giả nhận thấy phương pháp 2SLS cho kết quả chính xác hơn. Vì vậy các tác giả sử dụng các thông số cho công thức tính R^* , mức DTNHTU cho Israel được xác định và thể hiện mức DTNHTT trong suốt các năm của giai đoạn nghiên cứu. Các tác giả cũng so sánh phương pháp do họ sử dụng với các phương pháp truyền thống và thấy rằng phương pháp họ sử dụng thích hợp hơn cho DTNH hơn các phương pháp truyền thống.

Ozyildirim và Yaman (2005) dựa vào mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) để nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo quý từ quý 1/1988 đến quý 4/2002 xây dựng mô hình DTNHTU cho Thổ Nhĩ Kỳ. Tuy nhiên, nghiên cứu về lãi suất thực các biến kinh tế như nợ nội tệ và nợ ngoại tệ quốc gia hoàn toàn khác với Ben-Bassat và Gottlieb (1992). Các biến này bao gồm thuế thu nhập là tỷ lệ nhập khẩu/GDP tăng trưởng cho mỗi năm kinh tế. Khi mức lãi suất càng tăng, quốc gia càng dễ gặp phải các cú sốc bên ngoài, khiến nợ nội tệ xảy ra làm chi phí thực của DTNH tăng lên. Biến thứ hai là tỷ lệ dòng vốn

ng n h n/DTNH. T l này càng cao càng d x y ra r i ro cho qu c gia vì d gây ra t n th ng tài chính v i t c di chuy n nhanh c a dòng v n này. Bi n cu i cùng là t l t i n g i ngo i t / t i n g i n i t c ng có nh h ng vì nghiên c u cho r ng Th Nh K là t n c b ô la hóa cao, t i n g i ngo i t khá l n trong n n kinh t và n u b rút ra s gây ra r i ro cho qu c gia nên nh t thi t bi n này ph i c a vào ph ng trình h i quy. Phí bù p r i ro là chênh l ch gi a lãi su t m n n c ngoài c a Th Nh K và lãi su t LIBOR. Lãi su t m n n n c ngoài c ng c xem là i di n cho chi phí c h i. Tác gi s d ng ph ng pháp GMM th c hi n h i quy ph ng trình xác nh xác su t v n . Riêng v xác nh t n th t s n l ng, các tác gi s d ng các nghiên c u tr c ây v t n th t c a Th Nh K trong các cu c kh ng ho ng và rút ra k t lu n là m c t n th t s n l ng là t m c c n d i là 5% n c n trên là 18% GDP. Các tác gi ã tính m c DTNHTU cho Th Nh K theo ba m c t n th t s n l ng là 5% GDP, 10% GDP và 18% GDP. K t qu cho th y ngay c m c t n th t s n l ng th p nh t là 5% GDP, DTNHTT c a Th Nh K c ng th p h n m c DTNHTU. Vì v y, Th Nh K c n gia t ng DTNH nhi u h n có th i phó v i các cú s c và tránh r i ro v n x y ra.

Tecnica (2012) c ng v n d ng mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) và d li u theo quý thu c giai o n quý 2/1995 n quý 1/2012 xác nh m c DTNHTU cho Colombia. Các bi n kinh t có nh h ng c a vào ph ng trình xác nh xác su t v n bao g m: t l nh p kh u /GDP, t l DTNH /n n c ngoài ph i thanh toán cho n m k t i p, t l n n c ngoài /xu t kh u, t l chi tiêu c a chính ph /GDP và tác gi s d ng ph ng pháp 2SLS th c hi n h i quy. T n th t v n c xác nh là t 5% n 12% GDP. K t qu cho th y m c DTNHTU là 34,09 t USD tính cho quý m i nh t trong th i gian nghiên c u là quý 1/2012 t i m c t n th t v n 10% GDP, khá sát m c DTNHTT là 31,909 t USD.

Prabheesh (2013) v n d ng mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) c tính m c DTNHTU cho n v i d li u c l y trong giai o n quý 2/1994 n quý 4/2009 trong ó, n n c ngoài ng n h n ch có d li u theo n m nên tác gi ã dùng ph ng pháp n i suy t o thành d li u quý. Tuy nhiên, trong vi c c l ng các bi n s c a mô hình tính m c DTNHTU, nghiên c u ã áp d ng các ph ng pháp và k thu t tính toán hi n i h n. C th , tính toán chi phí khi c n

ki t DTNH, hay nói cách khác là chi phí v n , tác gi dùng ph ng pháp L c HP c tính s n l ng ti m n ng và đ a vào ó tính l ch t n th t s n l ng. So sánh các m c l ch, tác gi ch n l ch t n th t s n l ng th p nh t là 4.8% và cao nh t là 7.5%. Khi tính xác su t v n , các bi n kinh t có nh h ng n r i ro qu c gia c a vào mô hình g m có bi n ng c a v n u t gián ti p, t l n n c ngoài ng n h n /DTNH và thâm h t ngân sách/GDP. Theo tác gi , bi n ng cao c a v n u t gián ti p là m t tín hi u c nh báo tài kho n tài chính đ b t n th ng và r i ro qu c gia có th gia t ng, phí bù p r i ro s t ng cao h n. tính bi n ng c a v n u t gián ti p, tác gi dùng mô hình ARCH c l ng. T l n n c ngoài ng n h n /DTNH cao c ng phát tín hi u c nh báo n các nhà u t n c ngoài là r i ro qu c gia có th t ng và h òi h i phí bù p r i ro cao h n. Thâm h t ngân sách/GDP t ng ng m ý kh n ng trong t ng lai, qu c gia s g p nhi u khó kh n khi tr n n c ngoài và r i ro v n có xác su t t ng lên, phí bù p r i ro t ng cao h n. tính phí bù p r i ro, tác gi ch n LIBOR i đi n cho lãi su t phi r i ro và lãi su t có r i ro là m c trung bình c a lãi su t m n n n c ngoài c a n và lãi su t ti n gi n dành cho ng i n c ngoài. Chi phí c h i là l i su t trái phi u kho b c 91 ngày c a n . Ngoài ra, khi c l ng xác su t v n , tác gi s d ng ph ng pháp ARDL nh m xác nh m i liên k t trong dài h n gi a các bi n trong mô hình h i quy. K t qu cho th y m c DTNHTU luôn th p h n m c DTNHTT trong su t giai o n c nghiên c u, ngo i tr n m 1997-1998. i u này c ng có ý ngh a r ng chính ph n có th a ra các chính sách nh m s d ng ph n v t tr i c a DTNH so v i m c t i u vào các ho t ng kinh t c n thi t, giúp gia t ng hi u qu c a n n kinh t .

Tule và c ng s (2015), thu c NHTW Nigeria, n i ti p theo sau, c ng đ a vào mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cùng v i cách tính toán các bi n s c a Prabheesh (2013) i tìm m c DTNHTU cho Nigeria. D a trên d li u c a Nigeria giai o n quý 1/2000 n quý 1/2014, các tác gi ã xác nh m c DTNHTU cho Nigeria t ng t nh cách làm c a Prabheesh (2013). Tuy nhiên, các tác gi ã thay i trong vi c áp d ng ph ng pháp tính và cách tính toán vài bi n s . c l ng bi n ng c a v n u t gián ti p, h dùng mô hình GARCH, thay vì ARCH nh Prabheesh (2013) ã th c hi n. xác nh xác su t v n ,

nghiên cứu thực nghiệm quy trình các biến kinh tế bằng phương pháp kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định liên kết của Johansen xác định mối liên kết trong dài hạn của các biến. Phí bù rủi ro được tính bằng chênh lệch giữa lãi suất phi rủi ro là lãi suất trái phiếu USD 90 ngày của Mỹ và lãi suất có rủi ro là mức trung bình có trọng số của LIBOR và lãi suất trái phiếu kho bạc của Nigeria với trọng số được tính dựa vào tỷ trọng trong nước và nước ngoài so với tổng số. Lãi suất trái phiếu kho bạc 91 ngày của Nigeria cũng đi kèm chi phí chênh lệch. Riêng với thị trường Việt Nam, các tác giả cũng dùng phương pháp Lucas HP và cho kết quả mức tăng trưởng tiềm ẩn là 32,4% GDP và mức tăng trưởng cao nhất là 52,8% GDP. Sau khi tính toán các biến số và đưa vào mô hình tính R^* , mức DTNHTU được xác định thấp hơn mức DTNHTT hiện hành của quốc gia. Tuy nhiên, các tác giả cho rằng dòng vốn đầu tư gián tiếp hay nói cách khác là dòng tín dụng đầu tư vào nền kinh tế Nigeria chưa được tính đến. Vì vậy, các biến pháp nhằm bổ sung và tăng nguồn DTNH Việt Nam phải thực hiện.

Phương pháp tiếp cận “chi phí – lợi ích” của DTNH tuy không minh bạch cách lập luận và tính toán nhưng tiếp cận nên tại Việt Nam, tác giả dù có gắng tìm kiếm những nhà thực nghiệm nào sử dụng phương pháp này tính toán mức DTNHTU.

2.5.4. Các nhận xét rút ra nhằm xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam

Thông qua phương pháp tiếp cận chi phí–lợi ích của DTNH và các nghiên cứu thực nghiệm liên quan được phân tích trên, các nhận xét rút ra nhằm giúp xây dựng mô hình thực nghiệm phù hợp cho Việt Nam theo phương pháp này trong chương 3.

Thứ nhất, giới thiệu về mô hình của Frankel và Jovanovic (1981) cho rằng vì các biến động của giao dịch quốc tế dẫn đến sự mất cân bằng cán cân thanh toán của một quốc gia là nguyên nhân hoàn toàn chấp thuận cho các nền kinh tế đang phát triển. Rõ ràng thâm hụt cán cân thanh toán và phải vay nợ từ thị trường quốc tế là hiện tượng phổ biến của các nền kinh tế này. Vì vậy, điều này đòi hỏi phải có chính sách của các quốc gia đang phát triển là có thể giảm rủi ro quốc gia tức là rủi ro vốn.

Trong khi đó, mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) đã bổ sung vào yếu tố rủi ro quốc gia nên mô hình này có thể áp dụng cho các nền kinh tế đang phát triển và mức

n i bao g m c Vi t Nam. H n n a, m c dù tác gi ã c g ng tìm ki m nh ng v n ch a th y m t nghiên c u th c nghi m v mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) t i Vi t Nam. Vì v y, trong nghiên c u th c nghi m cho Vi t Nam i v i ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH, l a ch n mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) là r t phù h p.

Th hai, a s các nghiên c u th c nghi m liên quan u ch n cách o l ng chi phí c h i b ng m t m c lãi su t i di n cho l i nhu n c a tài s n có r i ro c a qu c gia c th c nghi m. Ozyildirim và Yaman (2005) l y lãi su t m n n c ngoài c a Th Nh K i di n cho chi phí c h i khi c l ng m c DTNHTU c a Th Nh K . Prabheesh (2013) ã c l ng m c DTNHTU c a n v i vi c l a ch n l i su t trái phi u kho b c 91 ngày c a n làm chi phí c h i. Nghiên c u c a Tule và c ng s (2015) c ng ch n lãi su t trái phi u kho b c 91 ngày c a Nigeria i di n chi phí c h i. Thêm vào ó, theo phân tích c a m c 2.4.3., khi th c nghi m cho Vi t Nam d a theo các y u t nh h ng n DTNH, m c lãi su t cho vay c a n i t VND là i di n c a chi phí c h i. Vì v y, th ng nh t cách o l ng chi phí c h i xuyên su t lu n án, khi th c nghi m mô hình Ben-Bassat và Gottlieb (1992) cho Vi t Nam, tác gi c ng quy t nh ch n ch m t m c lãi su t i di n cho chí phí c h i và là m c lãi su t cho vay VND.

Th ba, chi phí t n th t do v n chính là t n th t s n l ng c a qu c gia do h u qu v n làm s n l ng b s t gi m. Tuy nhiên, trong các nghiên c u c a Prabheesh (2013) cùng v i Tule và c ng s (2015) l n l t c l ng m c DTNHTU cho n và Nigeria, vì các qu c gia này không có kh ng ho ng do v n nên các nghiên c u d a vào cu c kh ng ho ng khác c a qu c gia ho c kh ng ho ng th gi i có nh h ng n qu c gia tính t n th t s n l ng. C th , Prabheesh (2013) d a vào kh ng ho ng cán cân thanh toán vào u th p niên 1990 c a n tính t n th t s n l ng, trong khi Tule và c ng s (2015) d a vào nh h ng c a cu c kh ng ho ng tài chính th gi i 2008 n Nigeria trong giai o n 2008 – 2010 tính t n th t s n l ng.

Khi th c nghi m cho Vi t Nam, vì Vi t Nam c ng ch a có kh ng ho ng do v n nên tác gi s d a theo nghiên c u c a Tule và c ng s (2015) ã tính toán t n th t GDP c a Nigeria sau cu c kh ng ho ng 2008 th c hi n t ng t . C th , tác gi

đưa vào cuộc khảo sát hộ gia đình tài chính 2008 đã làm giảm một phần đáng kể GDP Việt Nam những năm sau đó. Tính đến thời điểm này, ngân sách của Việt Nam đi dần cho chi phí tín dụng do vốn quốc gia.

Thứ tư, trong mô hình tính phí bù trừ rủi ro nhằm xác định xác suất vốn quốc gia, biến phụ thuộc là logarit tự nhiên của phí bù trừ rủi ro. Khoản phí này được xác định dựa vào lãi suất có rủi ro và lãi suất phi rủi ro.

Lãi suất có rủi ro là lãi suất có tính rủi ro vốn của quốc gia. Khi thực nghiệm cho Việt Nam, lãi suất này được đi dần bằng lãi suất cho vay VND – mức lãi suất có tính rủi ro vốn khi cho vay. Thứ ba, lãi suất có rủi ro được coi bằng lãi suất vay ngoài nước của Việt Nam sẽ chính xác hơn những dữ liệu của lãi suất này là không có sẵn. Vì thế, lãi suất cho vay VND được lựa chọn và được là biến thay thế khá phù hợp cho lãi suất có tính rủi ro vốn khi cho vay.

Lãi suất phi rủi ro là lãi suất không có yếu tố rủi ro vốn quốc gia khi cho vay. Trong các nghiên cứu của Ben-Bassat và Gottlieb (1992), Ozyildirim và Yaman (2005), Prabheesh (2013), lãi suất phi rủi ro được coi bằng lãi suất LIBOR. Vì vậy, khi thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả cũng quy định lựa chọn lãi suất LIBOR USD kỳ hạn 3 tháng đi dần cho lãi suất phi rủi ro.

Thứ năm, trong mô hình tính phí bù trừ rủi ro nhằm xác định xác suất vốn quốc gia, các biến độc lập chính là tổng hợp các biến kinh tế như hàng nhập khẩu vốn quốc gia. Khi thực nghiệm cho Việt Nam, các biến này được tổng hợp và lựa chọn từ các nghiên cứu của Ozyildirim và Yaman (2005), Tecnica (2012), Prabheesh (2013) cùng với Tule và cộng sự (2015) cùng với các dữ liệu của Việt Nam, bao gồm mức thâm hụt ngân sách, biến động giá trị xuất khẩu, tỷ lệ nợ nước ngoài trên GDP/DTNH và tỷ lệ thâm hụt ngân sách/GDP.

Thứ sáu, trong các nghiên cứu liên quan đến các khảo sát, các nghiên cứu gần đây của Prabheesh (2013) hay của Tule và cộng sự (2015) đã vận dụng các kỹ thuật tính toán hiện đại như tính toán biến số biến động giá trị xuất khẩu bằng mô hình ARCH hoặc GARCH, tính đến thời điểm này bằng phương pháp Least Squares, xác định xác suất vốn bằng mô hình ARDL nhằm giúp cho việc lựa chọn chính xác hơn. Vì thế, khi thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả cũng vận dụng các kỹ thuật tính toán

hiện này như tính biến động và tự gián tiếp bằng mô hình ARCH, tính toán thống kê bằng phương pháp likelihood HP và sử dụng phương pháp ARDL cho mô hình tính phí bù trừ.

Tóm lại, phương pháp kiểm định DTNHTU dựa theo chi phí - lợi ích của DTNH đã xuất hiện khá lâu và liên tục. Lý thuyết rõ ràng. Vì thế, có nhiều mô hình thực nghiệm và những cách tiếp cận này kiểm định DTNHTU. Trong số này, mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có ảnh hưởng rất lớn đến các nghiên cứu phát triển là rõ ràng và quan trọng nên cần nhiều nghiên cứu sau đó và những kiểm định DTNHTU cho các quốc gia đang phát triển và mới nổi. Vì thế, khi thực nghiệm phương pháp dựa theo chi phí - lợi ích của DTNH cho Việt Nam, luận án cần áp dụng mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992).

KẾT LUẬN CHƯƠNG 2

Trong chương này, tác giả trình bày lý thuyết về DTNH có nêu rõ các thành phần của DTNH, nguồn hình thành DTNH, nguyên nhân thành lập DTNH từ ba bất kỳ khía cạnh của Frankel (1999), vai trò của DTNH chính là ngân sách mĩ và ngân sách phòng ngừa. Chương 2 cũng nêu lên lý thuyết về mô hình DTNHTU với các luận cứ vì các nghiên cứu xác định mô hình DTNHTU là Nghịch lý Triffin và chi phí ngân sách ngoại hối, các khái niệm mô hình DTNHTU theo IMF và nghiên cứu khác, trình bày về DTNHTU trong các điều kiện kinh tế khác nhau. Chương này tiếp tục đi sâu vào vai trò của pháp chính sách ngân sách DTNHTU. Trước tiên, các phương pháp phân loại theo kinh nghiệm sẽ trình bày về thông qua các nghiên cứu liên quan trong và ngoài nước, bao gồm ba nhóm chính: (i) các phương pháp truyền thống phân loại dựa vào doanh số khu vực, nguồn ngoại hối, cung tiền và M2 để đo lường khi phân loại dựa vào GDP ít đo lường; (ii) các phương pháp kết hợp các phương pháp truyền thống để đo lường hiện nay; (iii) phương pháp phân loại ARA EM do IMF xuất hiện năm 2011 và hoàn thiện năm 2016. Phương pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH cũng đi sâu vào chi tiết thông qua việc khảo sát các nghiên cứu trong và ngoài nước liên quan nhằm làm nổi bật các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH gồm quy mô nền kinh tế, tính dãn nở ngân sách tài khoản vãng lai, tính dãn nở ngân sách tài khoản tài chính, tính linh hoạt giá, chi phí hối và tính năng lực của quốc gia. Các yếu tố này là cơ sở xây dựng nên hàm nhu cầu DTNH nhằm phân loại mô hình DTNHTU. Cuối cùng, chương 2 thảo luận về phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH. Heller (1966) là người đầu tiên đề ra phương pháp này và các nghiên cứu kế thừa. Trong các mô hình vận dụng cách tiếp cận của Heller (1966), mô hình của Frankel và Jovanovic (1981) và mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) các nghiên cứu áp dụng. Các mô hình này cũng mô tả rõ ràng về mô hình lý thuyết và các nghiên cứu liên quan. Tuy nhiên, mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có tính năng lực và lợi ích phù hợp cho các quốc gia đang phát triển và mới nổi trong đó có Việt Nam. Vì thế, các nghiên cứu rút ra nhằm giúp xây dựng mô hình thực nghiệm phân loại mô hình DTNHTU của Việt Nam trong chương 3.

CHƯƠNG 3: XÂY DỰNG MÔ HÌNH C L N G M C D TR NG O I H I T I U C A V I T N A M

Chương này xây dựng mô hình thực nghiệm c l n g m c DTNHTU của Việt Nam theo ba phương pháp đã đề cập ở chương 2. Thứ nhất, chương này lựa chọn những phương pháp có lợi nhất theo kinh nghiệm phù hợp áp dụng cho Việt Nam và lần lượt xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam dựa vào hai phương pháp dựa theo các yếu tố như DTNH và dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH. Khi xây dựng mô hình thực nghiệm cho hai phương pháp, chương này thiết kế mô hình, giải thích và xác định cách tính các biến trong mô hình, mô tả quy trình thể hiện mô hình.

3.1. IVIPH NG PHÁP OL NG THEO KINH NGHIỆM

Phương pháp có lợi nhất theo kinh nghiệm bao gồm các phương pháp truy nhập, các phương pháp kết hợp và phương pháp ARA EM trong đó có nhiều cách thức có lợi khác nhau. Vì thế, tác giả chọn một số cách thức có lợi để sử dụng phân biệt và phù hợp với Việt Nam tiến hành thực nghiệm.

3.1.1. Các phương pháp truy nhập

Tác giả thể hiện ba cách thức có lợi nhất ứng dụng phân biệt trên thị trường và Việt Nam là dựa vào doanh số hàng hóa, số vốn ngoài ngân hàng và cung tiền M2. Mục tiêu theo kinh nghiệm của ba cách thức này cũng sử dụng mức tiêu chuẩn phân biệt và của IMF tham khảo (IMF, 2011). Riêng cách thức có lợi dựa vào GDP ít sử dụng và IMF cũng chưa công nhận mục tiêu theo kinh nghiệm cho cách thức này nên tác giả không áp dụng.

Có lợi nhất DTNHTU cho Việt Nam theo ba cách thức nói trên, tác giả áp dụng mức tiêu chuẩn tối ưu theo kinh nghiệm của IMF tham khảo như sau:

- *Dựa theo doanh số hàng hóa*: mức DTNHTU là 3 tháng hàng hóa và thể hiện dưới dạng công thức: $R^* = 3M$ với R^* là mức DTNHTU theo năm của Việt Nam; M là doanh số hàng hóa trung bình theo tháng của Việt Nam, tính bằng cách lấy doanh số hàng hóa năm chia cho 12 tháng.

- *D a theo n n c ngoài ng n h n*: m c DTNHTU là 100% n n c ngoài ng n h n trong n m và có d ng công th c: $R^* = STED$ v i STED là n n c ngoài ng n h n theo n m c a Vi t Nam.

- *D a theo cung ti n r ng M2*: m c DTNHTU là 20% cung ti n M2 và có công th c nh sau: $R^* = 20\% M2$ v i M2 là cung ti n r ng theo n m c a Vi t Nam.

3.1.2. Các ph ng pháp k t h p

Tác gi quy t nh không áp d ng các ph ng pháp k t h p cho Vi t Nam vì:

M t là, i v i ph ng pháp k t h p cho r ng DTNH ph i áp ng c n n c ngoài ng n h n và thâm h t tài kho n vãng lai, n u Vi t Nam áp d ng ph ng pháp này s không có ý ngh a nhi u vì theo Báo cáo th ng niên 2016 và 2017 c a NHNN, trong hai n m 2016 và 2017 g n ây, Vi t Nam ã t th ng d tài kho n vãng lai và xu h ng này có th c ti p t c trong các n m t i.

Hai là, i v i ph ng pháp k t h p b ng cách so sánh m c DTNH theo ba cách th c o l ng truy n th ng nói trên và ch n m c cao nh t, ph ng pháp này s không thuy t ph c vì tiêu chu n t m c t i u s thay i theo n m nh ng không có lý gi i h p lý và vì v y s khó d oán cho nh ng n m k t i p.

Ba là, i v i ph ng pháp c a Shcherbakov (2002) b ng cách c ng g p c ba m c DTNHTU c xác nh theo ba cách o l ng truy n th ng nói trên, ph ng pháp này c ng không thuy t ph c vì làm cho m c d tr t i u b o l ng l p l i nên cao h n m c th c t r t nhi u. i u này là do n u c ng g p nh v y thì m c ích tài tr c a DTNH b tính toán trùng l p, ch ng h n n u m c t i u d a theo cung ti n r ng M2 thì có th bao g m tài tr m t ph n n n c ngoài ng n h n n h n ph i tr và tài tr ngo i th ng, s b trùng l p n u c ng g p vào m c t i u d a theo n n c ngoài ng n h n và d a theo doanh s nh p kh u.

3.1.3. Ph ng pháp ARA EM c a IMF

Tác gi th c nghi m ph ng pháp ARA EM do IMF xu t nh m góp ph n m r ng các ph ng pháp o l ng DTNHTU t i Vi t Nam.

Vi t Nam c xem là qu c gia theo ch t giá c nh (soft pegs), thu c lo i c ch t giá n nh (stabilized arrangement) và t giá neo vào r ti n t (composite)

theo phân loại tín dụng của IMF (IMF, 2018). Đáng chú ý, Việt Nam cũng có số liệu so sánh nợ nội và nợ ngoài ra vào quốc gia. Vì thế, mô hình tính mức DTNHTU cho Việt Nam theo phương pháp ARA EM là mô hình dành cho quốc gia theo chỉ số giá cả nội và có số liệu so sánh nợ. Theo mục 2.3.3, mô hình này có thể diễn tả như sau: $R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$

vì: R^* : mức DTNHTU theo năm của Việt Nam;

STED (short-term external debt): nợ ngắn hạn ngoài nước theo năm của Việt Nam;

OPL (other portfolio liabilities): nợ ngắn hạn khác, được tính theo vốn đầu tư gián tiếp theo năm của Việt Nam. Vốn đầu tư gián tiếp xem như dòng tiền nóng, có thể gây bất ổn cho tài khoản tài chính;

M2 (money supply): cung tiền rộng theo năm của Việt Nam

X (export earnings): doanh thu xuất khẩu theo năm của Việt Nam.

3.1.4. Dữ liệu nghiên cứu

Thẩm định phương pháp luận kinh nghiệm cho Việt Nam yêu cầu các loại dữ liệu và nguồn dữ liệu như Bảng 3.1.

Bảng 3.1. Loại dữ liệu và nguồn thu thập dữ liệu cho phương pháp luận kinh nghiệm

STT	Tên dữ liệu	Khoảng cách thời gian của dữ liệu	Nguồn
1	Đầu tư nội địa	Theo năm	IFS
2	Doanh số nhập khẩu	Theo năm	IFS
3	Nợ ngắn hạn ngoài nước	Theo năm	Worldbank
4	Cung tiền rộng M2	Theo năm	CEIC Data
5	Doanh số xuất khẩu	Theo năm	IFS
6	Vốn đầu tư gián tiếp	Theo năm	Bloomberg

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Dữ liệu thô được thu thập trong Bảng 3.1 cần được xử lý để nên nguồn dữ liệu phù hợp với yêu cầu thực nghiệm và được thể hiện như sau.

Thứ nhất, các loại dữ liệu DTNH, doanh số xuất khẩu, doanh số nhập khẩu tính bằng USD được thu thập từ ngân hàng IFS và ngân hàng ngoài ngân hàng tính bằng USD được thu thập từ ngân hàng Worldbank và dữ liệu theo năm đã có sẵn. Trong đó, DTNH và ngân hàng ngoài ngân hàng là dữ liệu dự trữ có giá trị tức thời, còn doanh số xuất khẩu và nhập khẩu là dữ liệu duy nhất có giá trị trong một khoảng thời gian.

Thứ hai, dữ liệu cung tiền rộng M2 tính bằng USD được thu thập từ CEIC Data và tính theo tháng. Vì đây là dữ liệu dự trữ nên dữ liệu này chỉ rơi vào thời điểm cuối tháng 12 mỗi năm.

Thứ ba, dữ liệu vốn đầu tư gián tiếp theo quý tính bằng USD được thu thập từ ngân hàng Bloomberg và dữ liệu giá cổ phiếu biến động trong quý của vốn đầu tư gián tiếp. Vì vậy, vốn đầu tư gián tiếp của quý sẽ bằng vốn đầu tư gián tiếp của quý trừ các công nợ biến động trong quý. Như vậy, dữ liệu của quý 4 hàng năm chính là dữ liệu vốn đầu tư gián tiếp của năm.

Sau khi được thu thập và xử lý, các loại dữ liệu phục vụ thực nghiệm của ngân hàng DTNHTU của Việt Nam theo phương pháp outlined theo kinh nghiệm được thể hiện trong Phụ lục 1.1.

3.2. IVIPHÁP ĐA THEO CÁC YẾU TỐ NH H NG ND TR NGO IH I

Công DTNHTU của Việt Nam theo phương pháp này, cần xây dựng mô hình thực nghiệm là hàm nhu cầu DTNH phù hợp với Việt Nam.

3.2.1. Xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam

Như đã phân tích trong mục 2.4.3, với tính chất phi biến nên có tin cậy cao của mô hình Edison (2003), luận án quy định dựa theo mô hình này xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam. Edison (2003) liệt kê năm yếu tố ảnh hưởng đến DTNH và ưu tiên thành biến số trong hàm nhu cầu DTNH. Đó là quy mô nền kinh tế (biến số bằng hai biến số là quy mô dân số và GDP thực bình quân đầu người), tính dãn nở của tài khoản vãng lai (biến số bằng các biến số là nhập khẩu/GDP như là một thành phần và số biến động của xuất khẩu), tính dãn nở của tài khoản tài chính (biến số bằng tổng của dòng chảy vãng lai/GDP như

là m tài chính và t l cung t i n r ng M2/GDP), tính linh ng c a t giá (i di n b ng s bi n ng c a t giá) và chi phí c h i (tính b ng chênh l ch lãi su t danh ngh a c a n i t và ngo i t). Riêng bi n ph thu c là DTNH th c c tính b ng DTNH danh ngh a b ng USD i u ch nh theo ch s giá tiêu dùng c a M .

Nh v y, mô hình th c nghi m t ng quát cho Vi t Nam c hình dung nh sau.

$$DTNH = f(\text{quy mô n n kinh t , tính d t n th ng tài kho n vãng lai, tính d t n th ng tài kho n tài chính, tính linh ng c a t giá, chi phí c h i}).$$

Các nhà nghiên c u sau này c ng u v n d ng c n m y u t này ho c m t vài y u t trong mô hình nghiên c u c a riêng h ng th i các ch tiêu i di n cho t ng y u t nh h ng c ng có th gi ng ho c khác i so v i mô hình g c c a Edison (2003). Vì th , khi xây d ng mô hình nghiên c u cho Vi t Nam, tác gi c ng thay i m t s ch tiêu i di n cho các y u t nh h ng DTNH phù h p v i tình hình và d li u theo quý s n có c a Vi t Nam.

Theo ó, bi n ph thu c c i di n b ng DTNH nh trong t t c các nghiên c u liên quan khác. Các bi n c l p bao g m quy mô n n kinh t c i di n b ng GDP tính theo giá hi n hành d a theo nghiên c u c a Gosselin và Parent (2005); tính d t n th ng c a tài kho n vãng lai c i di n b ng m th ng m i và bi n ng xu t kh u d a theo mô hình g c c a Edison (2003) cùng các nghiên c u theo sau c a Gosselin và Parent (2005), Afrin và c ng s (2014); tính d t n th ng c a tài kho n tài chính c i di n b ng m tài chính thông qua ch tiêu v n u t gián ti p nh mô hình c a Sehgal và Sharma (2008) ng th i lo i b cung t i n r ng M2 nh ã phân tích trong m c 2.4.3; tính linh ng c a t giá c i di n b ng bi n ng t giá d a vào mô hình g c c a Edison (2003) và các nghiên c u c a Gosselin và Parent (2005), Prabheesh và c ng s (2007), Afrin và c ng s (2014); chi phí c h i c i di n b ng các m c lãi su t liên quan nh mô hình g c c a Edison (2003) th hi n và nhi u nghiên c u liên quan sau ó. Mô hình th c nghi m cho Vi t Nam c th hi n chi ti t h n thông qua các ch tiêu i di n sau.

$$DTNH = f(GDP \text{ hi n hành, } m \text{ th ng m i, bi n ng xu t kh u, } m \text{ tài chính, bi n ng t giá, lãi su t i di n chi phí c h i}).$$

3.2.2. Phương pháp xác định các biến trong mô hình

3.2.2.1. Mô hình ngoi hối

Biến phụ thuộc là nhu cầu DTNH của các doanh nghiệp hay mức DTNHTU, ký hiệu là \ln_{res} . Khi xây dựng mô hình nhằm xác định hàm DTNH, biến \ln_{res} chính là mức DTNHTT của các gia đình tính theo quý. Sau khi đã xác định hàm DTNH và tiến hành dự báo, biến \ln_{res} chính là nhu cầu DTNH của các doanh nghiệp hay mức DTNHTU. Biến \ln_{res} được xác định là logarit tự nhiên của DTNHTT. Vì vậy, phương trình này nhằm mô hình hóa DTNH dự báo thành chuỗi dữ liệu và giúp mô hình dự báo có tính chính xác cao hơn. Như vậy:

$$\ln_{res} = \ln(DTNHTT)$$

3.2.2.2. Quy mô nền kinh tế

Biến quy mô nền kinh tế ký hiệu là \ln_{gdp} . Quy mô nền kinh tế là tổng sản phẩm quốc nội hay tổng sản phẩm quốc gia. Nếu GDP càng lớn thì tổng sản phẩm quốc nội và quy mô nền kinh tế càng lớn. Các gia đình và doanh nghiệp DTNH, vì GDP có giá trị lớn nên giá trị biến động càng lớn theo và làm cho GDP khó phân phối chuỗi và khó trở thành chuỗi dữ liệu. Nhằm giúp GDP dự báo thành chuỗi dữ liệu, lấy logarit tự nhiên cho GDP là biến liên tục. Như vậy: Quy mô nền kinh tế = $\ln(GDP)$

Nếu nền kinh tế có quy mô càng lớn, các giao dịch quốc tế bao gồm các giao dịch thương mại và giao dịch vãng lai càng lớn theo. Như vậy, các cú sốc xảy ra gây nên những tác động lớn cho tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính nên đòi hỏi phải có khoản tài trợ lớn từ DTNH để bù đắp các tác động. Do đó, quy mô nền kinh tế có mối liên quan đến DTNH là biến mong đợi khi thực nghiệm cho Việt Nam.

3.2.2.3. Tính bất ổn định của tài khoản vãng lai

Yếu tố này được định nghĩa hai biến chủ yếu sau đây.

- *m* *th* *ng* *m* *i*

Dựa theo các nghiên cứu của Edison (2003), Gosselin và Parent (2005), Prabheesh và các đồng nghiệp (2007), Sehgal và Sharma (2008), Afrin và các đồng nghiệp (2014), luận án của ông về mô hình thương mại bất ổn định như p kh u/GDP, ký hiệu là $open$. Như vậy:

$$open = \text{doanh số nh p kh u/ GDP}$$

m th ng m i càng l n thì tài kho n vãng lai càng d t n th ng tr c các cú s c bên ngoài nên DTNH c ng ph i l n theo kh n ng bù p các t n th ng này. Vì v y, nghiên c u th c nghi m cho Vi t Nam mong r ng *m th ng m i có m i t ng quan đ ng v i DTNH.*

• *Bi n ng c a xu t kh u*

Bi n ng c a xu t kh u c o b ng l ch chu n c a doanh thu xu t kh u, ký hi u là $expv$. D a theo nghiên c u c a Afrin và c ng s (2014) ã tính l ch chu n c a t giá theo mô hình GARCH, lu n án c ng v n đ ng t ng t là s đ ng mô hình ARCH tính l ch chu n c a doanh thu xu t kh u. l ch chu n c tính theo mô hình ARCH s chính xác h n cách tính l ch chu n theo m t s k nh t nh b i mô hình này t ng gán tr ng s t t nh t cho các quan sát ch không chia trung bình nh cách tính l ch chu n theo m t s k nh t nh.

Vì doanh thu xu t kh u có giá tr l n qua t ng th i k nên m c bi n ng xu t kh u thông qua l ch chu n tính ra c ng s l n, làm kh n ng chu i không đ ng.

giúp gi m giá tr l ch chu n nh m làm chu i đ ng, d a vào nghiên c u c a Sehgal và Sharma (2008) tính bi n ng xu t kh u theo t c thay i c a xu t kh u, tác gi c ng tính m c bi n ng c a t l thay i xu t kh u qua các k . Nh m lo i b tính mùa v c a đ li u, tác gi s so sánh so v i quý cùng k n m tr c và c th hi n c th nh sau:

$$expch = (Y_t - Y_{t-4})/Y_{t-4}$$

v i $expch$ là t l thay i c a doanh thu xu t kh u so v i cùng quý n m tr c, Y_t và Y_{t-4} là doanh s xu t kh u k t và k t-4. Sau khi tính c $expch$, mô hình ARCH c v n đ ng tìm $expv$ là l ch chu n c a $expch$.

Nh m c 2.4 ã c p, bi n ng c a xu t kh u có th có m i t ng quan đ ng hoc âm v i DTNH tùy tr ng h p. Tuy nhiên, trong b i c nh c a Vi t Nam, lu n án mong i m i t ng quan này là ng c chi u. Ngu n thu xu t kh u tr c tiên là tài tr nhu c u ngo i t cho nh p kh u c a qu c gia. Th nh ng, Vi t Nam là n c nh p siêu, ngay c vào nh ng n m kinh t phát tri n m nh m tr c kh ng ho ng 2008. Khi x y ra kh ng ho ng, xu t kh u c a Vi t Nam s t gi m m nh trong n m 2009 và có ph c h i, t ng tr ng tr l i trong nh ng n m ti p theo nh ng t c

tăng chấp hành chủ yếu là giá trị nội địa. Do vậy, nhập siêu vẫn hiện diện thì gian dài Việt Nam kéo dài và sau khủng hoảng 2008. Điều này không chỉ có tác động (biến động xuất khẩu có dư thừa) nhập khẩu vẫn không giảm đáng kể cho nhập khẩu và nguồn cung ngoại tệ trên thị trường vẫn thiếu. Như vậy, xuất khẩu tăng nhưng vẫn không giúp gia tăng thêm DTNH mà thậm chí ngược lại, giúp thặng dư ngoại hối tăng nhanh, NHNN phải in tiền để đáp ứng nhu cầu ngoại tệ của nhập khẩu và làm DTNH quốc gia mất giá. Chính vì điều này, luận án cho rằng *biến động xuất khẩu có tác động quan trọng tới DTNH* tại Việt Nam.

3.2.2.4. Tính động thái tài khoản tài chính

Như đã đề cập trong mục 2.4.3, cung tiền M2 không đưa vào mô hình nên tính động thái tài khoản tài chính chỉ thể hiện thông qua mức tài chính là tỷ lệ vốn đầu tư gián tiếp/GDP, ký hiệu là fpi , biến số đầu tư gián tiếp là dòng tiền “nóng” vì tính chất ra vào quốc gia bất ổn và nhanh chóng nên phải có DTNH làm đệm thanh khoản sẵn sàng. Như vậy:

$$fpi = \text{vốn đầu tư gián tiếp} / \text{GDP}$$

Nếu tỷ lệ này càng cao chứng tỏ mức tài chính càng lớn, tài khoản tài chính càng dễ biến động trước các cú sốc bên ngoài và đòi hỏi DTNH cao hơn khi nhập bù đắp các biến động tài khoản tài chính. Như vậy, *vốn đầu tư gián tiếp/GDP (mức tài chính) có mối quan hệ với DTNH* là điều mà luận án mong đợi.

3.2.2.5. Tính linh hoạt giá

Tính linh hoạt giá thể hiện qua mức tăng giảm giá hay mức biến động giá, ký hiệu là erv và có bản chất là chu kỳ giá. Afrin và cộng sự (2014) sử dụng mô hình chu kỳ giá logarit tự nhiên của giá vì cho rằng nguyên tắc tính toán số có mũ biến đổi, nếu lấy logarit giá có thể làm giảm mức biến động, khi nghiên cứu tính động thái tại Việt Nam, giá thực tế tính toán vẫn là giá VND/USD vì USD là ngoại tệ quan trọng nhất Việt Nam. Trong khi đó, giá thực tế VND/USD của Việt Nam khá lớn nên biến động giá tính theo giảm mức biến động,

tác giả v n d ng cách làm c a Afrin và c ng s (2014), l y logarit t nhiên cho t giá VND/USD r i m i tính l ch chu n c a chu i d li u logarit t giá theo mô hình ARCH, t ng t cách tính toán bi n ng c a xu t kh u.

Nh v y, tính bi n ng t giá, lu n án c n tìm:

$$\ln \text{exrate} = \ln(t \text{ giá})$$

v i $\ln \text{exrate}$ là logarit t nhiên c a t giá. Ti p sau ó, mô hình ARCH c v n d ng tính l ch chu n là m c bi n ng c a t giá (erv).

Theo phân tích m c 2.4, nhìn chung tính linh ng c a t giá có m i t ng quan ng c chi u v i DTNH nh ng m t s qu c gia, m i quan h này có th là cùng chi u. Riêng i v i Vi t Nam, theo phân lo i g n ây c a IMF (2018), Vi t Nam c x p vào nhóm thu c ch t giá c nh nh ng có s linh ng nh t nh (soft peg). i u này ngh a là Vi t Nam cho phép t giá bi n ng trong m t biên nh t nh và khi t giá có bi n ng l n v t ngoài biên , NHNN ph i s d ng DTNH can thi p. Do ó, khi NHNN m r ng biên t c cho phép m c bi n ng c a t giá l n hay tính linh ng c a t giá t ng cao h n, m t c thù c a Vi t Nam là u c ngo i t c ng t ng theo. NHNN hi u rõ i u này nên tránh các tác ng tiêu c c cho n n kinh t t vi c u c ngo i t t ng m nh và ph c t p, khi t ng tính linh ng c a t giá, NHNN c ng ch ng gia t ng DTNH nhi u h n m b o kh n ng can thi p, làm h n ch u c và m b o t giá quay v khuôn kh cho phép. Vì v y, Vi t Nam có th c xem thu c nhóm qu c gia mà *tính linh ng t giá có m i t ng quan d ng v i DTNH* và lu n án c ng mong ch i u này.

3.2.2.6. Chi phí c h i

Tài s n ngo i h i òi h i ph i có tính an toàn và tính thanh kho n nên có t su t sinh l i th p h n so v i các lo i tài s n thông th ng có m c r i ro cao h n. i u này cho th y khi n m gi ngo i h i s phát sinh chi phí c h i và càng n m gi nhi u ngo i h i thì chi phí c h i càng l n. Do v y, khi chí phí c h i t ng cao thì các qu c gia có xu h ng gi m ho c không mu n gia t ng thêm DTNH vì e ng i ph i ch u kho n chi phí n m gi quá cao. Vì v y, lu n án k v ng *chi phí c h i s có m i t ng quan âm v i DTNH*.

Nhã phân tích m c 2.4.3, chi phí c h i c l y theo m c lãi su t cho vay n i t VND chi phí c h i là l n nh t nh m nh n m nh r ng gia t ng DTNH là v n quan tr ng suy xét và Vi t Nam ph i cân nh c c n tr ng khi đ tr thêm ngo i h i. Do v y: $cost = \text{lãi su t cho vay VND}$

Cách tính các bi n c a mô hình và k v ng d u các bi n c tóm t t trong B ng 3.2.

B ng 3.2. Cách tính các bi n và k v ng d u c a mô hình th c nghi m

Ký hi u	Ý ngh a	Công th c tính	D u k v ng
<i>B i n ph thu c</i>			
lnres	Nhu c u DTNH hay m c DTNHTU	$lnres = \ln(DTNHTT)$	
<i>Các bi n c l p</i>			
lngdp	Quy mô n n kinh t	$lngdp = \ln(GDP)$	+
open	m th ng m i - i di n cho t n th ng tài kho n vãng lai	$open = \frac{\text{Doanh số nhập khẩu}}{GDP}$	+
expv	Bi n ng c a xu t kh u - i di n cho t n th ng tài kho n vãng lai	$expch = \frac{XK \text{ kỳ } t - XK \text{ kỳ } t-4}{XK \text{ kỳ } t-4}$ Mô hình ARCH cho expch tính l ch chu n.	-
fpi	V n u t gián ti p - i di n cho t n th ng tài kho n tài chính	$fpi = \frac{\text{V ãn đầu tư gián tiếp}}{GDP}$	+
erv	Bi n ng c a t giá - i di n cho tính linh ng c a t giá	$lnexrate = \ln(t \text{ giá})$ Mô hình ARCH cho lnexrate tính l ch chu n.	+
cost	Chi phí c h i	$cost = \text{lãi su t cho vay VND}$	-

Ngu n: Tác gi t ng h p

3.2.3. Trình tự thực hiện mô hình thực nghiệm

Tác giả thực hiện mô hình thực nghiệm bằng cách tính toán các biến trong mô hình, thống kê mô tả, xây dựng mô hình, kiểm định mô hình, tiến hành các kiểm định DTNHTU dựa trên phần mềm Stata 13.0 với các bước cụ thể sau đây.

Bảng 1: Tính toán các biến số của mô hình thực nghiệm.

Tất cả các biến số được tính theo công thức mô tả trong Bảng 3.2, riêng hai biến số là biến tăng xuất khẩu và biến tăng giá số được trình bày rõ hơn.

Đối với biến tăng xuất khẩu, biến số này được tính dựa trên biến tăng giá trị thay thế của doanh thu xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước. Sau khi tính toán này (được ký hiệu là $expch$), tác giả vận dụng mô hình ARCH để tính toán chuỗi dữ liệu $expch$, để tính toán cho biến tăng giá xuất khẩu.

ARCH là viết tắt của cụm từ Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, là mô hình phương sai có điều kiện thay đổi theo hàm ý biến tăng giá trị trong giai đoạn sau phụ thuộc vào thông tin của giai đoạn trước đó. ARCH là ưu tiên của giả thiết của Engle (1982) với mô hình ARCH (1) như sau:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \text{ với } \varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, ht)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + u_t \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0 \text{ và } \alpha_1 < 1)$$

Trong đó, $\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0$ vì phương sai h_t luôn là số dương và $\alpha_1 < 1$ nhằm đảm bảo h_t là chuỗi dừng.

Nếu mở rộng ra, mô hình ARCH(q) có dạng như sau:

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t \text{ với } \varepsilon_t / \psi_{t-1} \sim N(0, ht)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + u_t \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0 \text{ với } i = 1, 2, \dots, q \text{ và } \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1)$$

Để xây dựng mô hình ARCH sẽ giúp tìm kiếm phương trình phương sai có điều kiện h_t và từ đó, tính toán chuỗi dữ liệu cần biết hai của phương sai h_t .

Trước tiên, tác giả kiểm định xem chuỗi dữ liệu $expch$ có hàm ARCH hay không. Nếu có, tác giả tiếp tục thực hiện tìm kiếm mô hình ARCH nào là phù hợp (có ý nghĩa thống kê) với chuỗi dữ liệu $expch$. Mô hình ARCH phù hợp sẽ tìm ra

ng ngh a là ph ãng trình ph ãng sai có i u ki n h_t c a chu i d li u expch c ng c tìm th y. Đ a vào ph ãng trình này và d li u expch ã bi t, tác gi s tính c ph ãng sai có i u ki n h_t và l y c n b c hai c a h_t có l ch chu n (m c bi n ãng) c a expch t i m i k nghiê n c u, i di n cho bi n ãng c a xu t kh u.

i v i bi n ãng t giá, bi n s này c i di n b ãng bi n ãng c a logarit t nghiê n c a t giá. Sau khi l y log cho t giá (ký hi u là $\ln \text{exrate}$), tác gi c ng s tính l ch chu n c a chu i $\ln \text{exrate}$ t c tính c bi n ãng t giá b ãng cách v n d ãng mô hình ARCH t ãng t nh cách làm i v i bi n ãng xu t kh u.

B c 2: Th ãng kê mô t các bi n s thu c mô hình th c nghi m

Th ãng kê mô t ã ra các tiêu chí th ãng kê giúp ta có c cái nhìn khái quát ban u v các bi n s trong mô hình th c nghi m thông qua nh ãng c tính c b n c a chu i d li u nghiê n c u c th ãng kê nh s quan sát, giá tr trung bình, l ch chu n, giá tr l n nh t, giá tr nh ãnh t, giá tr trung v c a d li u.

B c 3: Kì m ãnh tính d ãng c a các bi n s thu c mô hình th c nghi m

Khi th c hi n mô hình h i quy d li u chu i th i gian, nh t là i v i các mô hình đ báo, kì m ãnh tính d ãng c a chu i d li u là r t quan tr ãng. Theo Gujarati (2011), m t chu i d li u th i gian đ ãng n u giá tr trung bình và ph ãng sai c a nó không i qua th i gian, ãng th i giá tr hi p ph ãng sai gi a hai th i i m ch ph thu c vào kho ãng cách gi a hai th i i m ó ch không ph thu c vào b n thân các th i i m.

Nh v y, m t chu i d ãng s bi n ãng n ãnh quanh giá tr trung bình, n u có m t cú s c x y ra tác ãng n chu i d ãng thì tác ãng c a cú s c s gi m đ n theo th i gian. Do ó, khi nghiê n c u hành vi c a chu i d ãng trong m t kho ãng th i gian nh t ãnh, ãnh nghiê n c u có th khái quát hóa hành vi c a nó cho c giai o n dài h n hay nói cách khác là có th s đ ãng cho đ báo. ãng c l i, n u là chu i không đ ãng thì ãnh nghiê n c u không th th c hi n c ãnh th .

Ngoài ra, n u không kì m ãnh tính d ãng c a các chu i d li u th i gian mà ti n hành h i quy chúng thì có th đ n ãnh k t qu h i quy gi m o n u các chu i không đ ãng. i u này có ngh a là hai chu i th i gian không đ ãng m c dù th c t không có m i liên quan v i nhau ãnh ãng n u th c hi n h i quy chúng tìm m i quan h thì

có thể thu được các kết quả có ý nghĩa thống kê và R^2 rất cao. Rõ ràng, kết quả thống kê này không đáng tin cậy và không có chút giá trị nào. Thêm vào đó, nếu quy các chuỗi thời gian không dừng, thống kê t sẽ không tuân theo phân phối và thống kê F không tuân theo phân phối F trong mô hình hồi quy. Như vậy, các kiểm định hồi quy có ý nghĩa thống kê sẽ không còn đáng tin cậy.

Trong bài nghiên cứu, tác giả sẽ lần lượt thực hiện kiểm định tính dừng cho từng biến số trong mô hình thực nghiệm bằng kiểm định Dickey-Fuller mở rộng (ADF).

Kiểm định tính dừng bằng ADF đáng tin cậy hơn, cần kiểm định từ từ từ chuỗi dữ liệu.

Theo Gujarati (2011), kiểm định ADF có thể thực hiện cho ba dạng chuỗi thời gian khác nhau thành ba dạng phương trình như sau:

Một là, dạng bước ngẫu nhiên (random walk):

$$Y_t = \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Hai là, dạng bước ngẫu nhiên có hệ số chặn (random walk with drift):

$$Y_t = \mu + \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Ba là, dạng bước ngẫu nhiên có hệ số chặn quanh một xu thế xác định (random walk with drift around a deterministic trend):

$$Y_t = \mu + \lambda_t + \psi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

Giả thuyết kiểm định là: Giả thuyết $H_0: \psi = 0$ và Giả thuyết $H_1: \psi < 0$

Nếu giả thuyết H_0 bác bỏ, kết luận Y_t là chuỗi dừng. Ngược lại, nếu giả thuyết H_0 không bác bỏ, kết luận Y_t là chuỗi không dừng hay có nghiệm ngẫu nhiên.

Như vậy, kiểm định tính dừng cho từng biến số trong mô hình, tác giả thực hiện lần lượt như sau:

Đầu tiên, tác giả tìm từ từ từ chuỗi dữ liệu bằng cách thực hiện hồi quy chuỗi theo các phương trình đã nêu và phương trình hồi quy nào có tiêu chuẩn AIC (Akaike Information Criteria) nhỏ nhất thì đó chính là từ từ từ.

Tiếp theo, tác giả thực hiện kiểm định tính dừng chuỗi dữ liệu từ từ từ bằng kiểm định ADF cho ba dạng phương trình chuỗi dữ liệu như trên tìm

đồng phương trình thích hợp để nên chuỗi đồng. Nếu giả thiết H_0 bác bỏ thì chuỗi dữ liệu là chuỗi đồng và ngược lại.

Bảng 4: Lựa chọn phương pháp kiểm định hàm nhu c u DTNH

Thứ nhất, nếu biến phụ thuộc và tất cả các biến độc lập trong mô hình đều là chuỗi đồng thì tác giả sẽ tiến hành thực hiện kiểm định quy biến phương pháp OLS để xác định hàm nhu c u DTNH. Thứ hai, nếu tất cả các biến đều không đồng thì tác giả sẽ kiểm định tính đồng c a sai phân các biến số này (đồng bậc 1) và sử dụng phương pháp kiểm định liên kết c a Johansen để tìm phương trình liên kết thể hiện mối quan hệ dài hạn giữa biến phụ thuộc và các biến độc lập và đây chính là hàm nhu c u DTNH. Thứ ba, nếu có biến đồng và biến không đồng thì phương pháp ARDL để sử dụng để tìm hàm nhu c u DTNH là phương trình cân bằng trong dài hạn.

Tuy nhiên, thực tế khi thực hiện kiểm định tính đồng cho các biến số trong mô hình, biến phụ thuộc lnres và tất cả các biến độc lập đều là chuỗi đồng nên phương pháp kiểm định quy OLS sẽ áp dụng để xác định hàm nhu c u DTNH.

Phương pháp OLS là phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (ordinary least squares – OLS) sẽ áp dụng cho các mô hình kiểm định quy biến nh t do nhà toán học người Đức tên là Carl Friedrich Gauss đề ra. Trong phương pháp này, nếu biến phụ thuộc Y là phương trình kiểm định quy biến nh t theo các biến độc lập X thì khi đó, phần chênh lệch giữa giá trị thực c a Y và giá trị ước lượng c a Y tính dựa theo phương trình kiểm định quy biến nh t các biến X sẽ xem là phần dư. Nếu có quan sát c a Y và các biến X , ta cần chọn phương trình kiểm định quy biến nh t Y theo các biến X sao cho các giá trị ước lượng c a Y gần với các giá trị thực c a Y nhất. Để đạt được mục đích này, tổng các bình phương c a các phần dư là nhỏ nhất hay u_i^2 là min.

Khi áp dụng phương pháp OLS, các ước lượng thu được là không chệch t t nh t và hiệu quả nh t, có một số giả thiết quan trọng phải được áp dụng, bao gồm: (i) Mối quan hệ giữa biến phụ thuộc và biến độc lập là tuyến tính; (ii) Các biến độc lập phải cho trước và không ngẫu nhiên, nghĩa là nếu một biến độc lập thì giá trị biến độc lập phải là cố định; (iii) Không có sự tương quan giữa các biến độc lập trong mô hình, nói

cách khác là không có hệ số ngẫu nhiên; (iv) Sai số (phần d) trong mô hình có giá trị trung bình bằng 0 và phương sai của sai số là không đổi, nghĩa là không có hệ số phương sai thay đổi; (v) Không có sự tương quan giữa các sai số (phần d) trong mô hình, nghĩa là không có hệ số tương quan.

Bảng 5: Kiểm tra các giả thiết và sự phù hợp của mô hình

Sau khi tiến hành hồi quy bằng OLS, tác giả tiến hành loại bỏ các biến không có ý nghĩa thống kê kết quả cuối cùng là các biến không cần thiết. Tiếp theo đó, tác giả hồi quy OLS lần nữa cho mô hình với các biến cần loại bỏ, rồi tiếp tục tiến hành kiểm định (T-test) kiểm tra ý nghĩa của các giả thiết. Tác giả chọn các mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%, tương ứng với tin cậy là 99%, 95% và 90% đánh giá mức có ý nghĩa của các giả thiết, các biến cần loại bỏ xem xét có tác động đến biến phụ thuộc hay không khi giả thiết cuối cùng có giá trị P-value nhỏ hơn 0,1. Nghĩa là, nếu mô hình có R^2 càng cao thì mô hình nghiên cứu càng phù hợp với dạng mô hình, và các biến cần loại bỏ đưa vào mô hình.

Bảng 6: Kiểm tra các khuyết tật của mô hình

Như đã nêu trong bảng 4, các giá trị cuối cùng bằng phương pháp OLS ở vị trí mô hình hồi quy tuyến tính là tốt nhất, mô hình phi mô hình không có khuyết tật là các hệ số ngẫu nhiên, phương sai thay đổi và tương quan.

- **kiểm tra hệ số ngẫu nhiên**

hệ số ngẫu nhiên là hệ số các biến cần loại bỏ trong mô hình phụ thuộc tuyến tính lẫn nhau. hệ số ngẫu nhiên làm cho các giả thiết hồi quy của các biến biến đổi ngẫu nhiên có thể sai lệch, dẫn đến đưa các giả thiết này không chính xác. Nghĩa là, các biến biến đổi ngẫu nhiên có giả thiết H_0 (hệ số hồi quy = 0) được chấp nhận do không tin cậy, làm cho các biến này không có ý nghĩa trong mô hình. Tác giả tiến hành kiểm tra bằng phương pháp nhân t phóng đại phương sai VIF nhằm kiểm tra hệ số ngẫu nhiên của các biến cần loại bỏ với các biến cần loại bỏ khác. Khi $VIF=1$, không có hệ số ngẫu nhiên trong mô hình và vấn đề này rất khó xảy ra. Nếu $1 < VIF < 10$, hệ số ngẫu nhiên là không nghiêm trọng và có thể bỏ qua. Trường hợp $VIF > 10$, hệ số ngẫu nhiên là nghiêm trọng và tác giả sẽ tiến hành loại bỏ biến biến đổi ngẫu nhiên ra khỏi mô hình.

- *iv i ki m nh hi n t ng ph ng sai thay i*

Khi mô hình có hi n t ng ph ng sai thay i, các ki m nh h s h i quy tr nên không áng tin c y n a và các c l ng h s h i quy tính c b ng ph ng pháp OLS là không hi u qu . Tác gi s d ng ki m nh Breusch-Pagan v i gi thi t H_0 là không có hi n t ng ph ng sai thay i. N u ki m nh cho giá tr P-value l n h n 0,1 (ch p nh n m c ý ngh a 10%) thì xem nh ch a có c s bác b H_0 và không có hi n t ng ph ng sai thay i trong mô hình.

N u mô hình có t n t i khuy t t t ph ng sai thay i, tác gi ti n hành kh c ph c b ng cách s d ng ma tr n c l ng ph ng sai c a sai s theo xu t c a White ho c s d ng ph ng pháp bình ph ng t i thi u có tr ng s WLS c l ng l i mô hình c ch n.

- *iv i ki m nh hi n t ng t t ng quan*

N u mô hình t n t i hi n t ng t t ng quan, h u qu c a nó c ng t ng t khi x y ra hi n t ng ph ng sai thay i. Tác gi s d ng ki m nh Breusch-Godfrey nh m ki m nh hi n t ng t t ng quan c a sai s nhi u tr khác nhau. Trong ki m nh này, gi thi t H_0 là không có hi n t ng t t ng quan. N u ki m nh cho giá tr P-value l n h n 0,1 (ch p nh n m c ý ngh a 10%) thì xem nh ch a có c s bác b H_0 và không có hi n t ng t t ng quan trong mô hình.

N u mô hình có t n t i hi n t ng t t ng quan, tác gi ti n hành kh c ph c b ng cách s d ng ma tr n hi p ph ng sai c a Newey-West tính l i các sai s chu n ho c s d ng ph ng pháp bình ph ng t i thi u t ng quát GLS v i th t c l p Prais-Winsten c i ti n tr s Durbin-Watson và c l ng l i mô hình.

Sau khi ki m nh ba khuy t t t và th c hi n kh c ph c n u có khuy t t t, ph ng trình h i quy có c sau khi kh c ph c chính là ph ng trình h i quy c ch n hay nói cách khác, hàm nhu c u DTNH c l ng DTNHTU c xác nh.

B c 7: c l ng m c DTNHTU và so sánh v i m c DTNHTT

Sau khi ã xác nh c hàm nhu c u DTNH, tác gi ti n hành c l ng m c DTNHTU và so sánh v i m c DTNHTT. Trên c s so sánh, tác gi a ra các phân tích và nh n nh v DTNH c a Vi t Nam.

3.2.4. Dữ liệu nghiên cứu

Nhằm làm tăng tính chính xác của mô hình thực nghiệm cho Việt Nam theo phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng nợ DTNH, dữ liệu thu thập trong giai đoạn 2005 – 2017 và ít nhất quý giúp gia tăng sự quan sát. Về các biến trong mô hình đã được giải thích rõ ràng như trên, các loại dữ liệu thu thập và nguồn thu thập dữ liệu được thể hiện trong Bảng 3.3.

Bảng 3.3. Loại dữ liệu và nguồn thu thập dữ liệu cho phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng nợ DTNH

STT	Tên dữ liệu	Khoảng cách thời gian của dữ liệu	Nguồn
1	Định nghĩa	Theo quý	IFS
2	GDP theo giá hiện hành	Theo quý	GSO
3	Doanh số nhập khẩu	Theo quý	IFS
4	Doanh số xuất khẩu	Theo quý	IFS
5	Vốn đầu tư gián tiếp	Theo quý	Bloomberg
6	Tỷ giá VND/USD	Theo quý	NHNN
7	Lãi suất cho vay VND	Theo quý	IFS

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Các loại dữ liệu được thu thập theo quý trong Bảng 3.3 được xử lý như sau.

Thứ nhất, các loại dữ liệu DTNH, doanh số xuất khẩu, doanh số nhập khẩu tính bằng USD và lãi suất cho vay VND tính theo %/năm được thu thập từ nguồn IFS và dữ liệu theo quý đã có sẵn.

Riêng dữ liệu doanh số xuất khẩu theo quý được sử dụng tính biến số biến động xuất khẩu bằng cách chuyển các giá trị xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước nên có thể làm mất đi một vài quan sát nếu dữ liệu lấy theo giai đoạn 2005 - 2017. Do đó, có sẵn dữ liệu về biến số biến động xuất khẩu bắt đầu từ quý 1/2005 và tính chính xác khi tính biến số biến động, dữ liệu của doanh số xuất khẩu được thu thập mở rộng và lấy theo giai đoạn 2003 – 2017.

Th hai, dữ liệu GDP theo giá hiện hành thu thập từ Tổng cục Thống kê, chuyên mục Tình hình kinh tế xã hội. Dữ liệu giá khi thu thập các ngân hàng theo quý trong một năm và tính bằng VND. Do GDP là dữ liệu dòng lưu lượng, tác giả đã tính toán lại dữ liệu cho từng quý trong năm bằng cách lấy dữ liệu quý sau trừ dữ liệu quý trước trong cùng năm. Sau đó, dữ liệu quý tính bằng VND sẽ chuyển sang USD bằng cách chia cho tỷ giá VND/USD lấy theo thời điểm cuối quý tương ứng.

Th ba, dữ liệu vốn đầu tư gián tiếp theo quý tính bằng USD được thu thập từ nguồn Bloomberg và dữ liệu giá thị trường biến động trong quý của vốn đầu tư gián tiếp. Vì vậy, vốn đầu tư gián tiếp của quý sẽ bằng vốn đầu tư gián tiếp của quý trừ các ngân hàng biến động trong quý.

Th t, dữ liệu tỷ giá VND/USD được thu thập từ Báo cáo thường niên của NHNN. Tỷ giá VND/USD là chọn từ Báo cáo thường niên là tỷ giá VND/USD vào thời điểm cuối quý (cuối các tháng 3, 6, 9 và 12) của ngân hàng Vietcombank.

Tổng thể doanh số xuất khẩu, dữ liệu tỷ giá VND/USD sẽ sử dụng tính lịch chuẩn để đi tìm cho biến số biến động tỷ giá. Nhóm thông tin chính xác của lịch chuẩn tính từ Quý 1/2005, dữ liệu tỷ giá VND/USD được thu thập mở rộng và lấy theo giai đoạn 2003 – 2017.

Sau khi thu thập và xử lý, các loại dữ liệu cho mô hình thực nghiệm của nhóm DTNHTU của phòng pháp đả theo các yêu cầu như hướng dẫn DTNH được thể hiện trong Phụ lục 2.1.

3.3. I V I PH ẠNG PHÁP Đ Ả THEO CHI PHÍ – L Ị ÍCH C Ả Đ Ờ NGO Ị H Ị

3.3.1. Mô hình thực nghiệm cho Việt Nam

Như phân tích của mục 2.5.4, mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) là chọn thực nghiệm cho Việt Nam.

Theo mô hình lý thuyết của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) để đi tìm giá trị tối thiểu của chi phí hàng 2, nhóm DTNHTU sẽ tính dựa vào mô hình sau:

$$R^* = \frac{1-\pi}{\pi_R} + \frac{C_0}{r} \quad (3.1)$$

vì R^* , r , C_0 , π , π_R là các DTNHTU, chi phí cố định, chi phí biến đổi do vận chuyển quốc gia, xác suất vận chuyển quốc gia và xác suất vận chuyển biên quốc gia.

3.3.2. Phương pháp xác định các biến của mô hình thực nghiệm

Cách xác định chi phí cố định, chi phí biến đổi do vận chuyển quốc gia, xác suất vận chuyển quốc gia và xác suất vận chuyển biên quốc gia của mô hình (3.1) của các DTNHTU của Việt Nam có thể hình thức sau đây.

3.3.2.1. Xác định chi phí cố định

Như đã thảo luận trong 2.5.4, các nghiên cứu liên quan chủ yếu về mặt lý thuyết về sự tăng trưởng cho lợi nhuận tài sản có rủi ro của quốc gia đi đến cho chi phí cố định. Thêm vào đó, với mô hình thực nghiệm cho Việt Nam của phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng nhập DTNH, mức lãi suất cho vay của Việt Nam là đi đến của chi phí cố định vì mục đích làm cho chi phí cố định là biến động, cho thấy việc ảnh hưởng của đ. tr. thêm ngoại hối và sử dụng vốn cho các hoạt động thị trường khác của nền kinh tế là rất quan trọng, đó nên nhận rằng gia tăng DTNH là vấn đề đáng suy xét và Việt Nam phải cân nhắc cẩn trọng khi đ. tr. thêm ngoại hối. Vì vậy, chúng tôi đề xuất cách đo lường chi phí cố định xuyên suốt luận án, trong mô hình này, chi phí cố định, ký hiệu là r , được tính theo lãi suất cho vay VND. Như vậy:

$$r = \text{lãi suất cho vay VND}$$

3.3.2.2. Xác định chi phí biến đổi do vận chuyển quốc gia

Như mục 2.5.4 đã phân tích, các quốc gia chưa có kinh nghiệm do vậy, các nghiên cứu thực nghiệm liên quan dựa vào các kinh nghiệm khác của quốc gia hoặc kinh nghiệm thị trường có như hàng nhập quốc gia tính biến đổi sản lượng, đi đến cho chi phí biến đổi do vận chuyển quốc gia. Vì Việt Nam chưa xảy ra biến động vận chuyển nên khi thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả dựa vào các kinh nghiệm 2008 làm suy giảm tăng trưởng của Việt Nam sau đó tính biến đổi sản lượng cho Việt Nam. Các nghiên cứu của Prabheesh (2013) hay của Tule và cộng sự (2015) sử dụng phương pháp Ljung-Box để xác định biến đổi sản lượng. Phương pháp Ljung-Box của xu hướng Hodrick và Prescott (1981). Theo đó, chuỗi dữ liệu thời gian y_t bao gồm thành phần xu hướng g_t và thành phần chu kỳ c_t . Hodrick và Prescott (1981) đã đề nghị rằng có thể thay thế y_t bằng thành phần xu hướng g_t có

thậm chí những khác biệt quá nhỏ so với chu kỳ y_t . Vì vậy, Hodrick và Prescott (1981) đề xuất chọn g_t sao cho:

$$\min_{\{g_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}$$

Trong đó:

$\sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2$ là tổng bình phương chênh lệch giữa chu kỳ y_t và xu thế g_t . $\lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$ là phần ảnh hưởng của xu thế g_t và phần thay đổi dần dần của xu thế. Phần ảnh hưởng của xu thế là một độ bám sát chu kỳ của xu thế.

λ được gọi là hệ số làm mịn xu thế (smoothing parameter). Nếu λ càng lớn, xu thế càng mịn. Thông thường, nếu dữ liệu theo quý thì $\lambda = 1600$.

Dựa vào phương pháp L của HP, Prabheesh (2013) cũng như Tule và cộng sự (2015) đã tính toán tổng sản phẩm quốc nội (GDP) tiềm năng hoặc GDP tiềm năng, sau đó so sánh với tổng sản phẩm quốc nội thực tế hay GDP thực tế tính theo chênh lệch là một phương pháp. Áp dụng phương pháp này, cách thức hiện cho Việt Nam như sau.

Đầu tiên, dựa vào tổng sản phẩm quốc nội (GDP) suy giảm sau khủng hoảng năm 2008 của Việt Nam, tác giả xác định các giai đoạn bất ổn định của tổng sản phẩm quốc nội (GDP) là giai đoạn 2008 – 2012.

Tiếp theo, tác giả dùng phương pháp L của HP trong phần mềm Stata 13.0 để tính giá trị GDP tiềm năng. GDP tiềm năng này được xem như là GDP mà Việt Nam có thể đạt được nếu không có khủng hoảng năm 2008 xảy ra. Theo phương pháp L của HP, GDP tiềm năng (ký hiệu là gdp^T) được xác định dựa vào công thức sau:

$$\min_{\{gdp^T_t\}_{t=-1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (gdp_t - gdp^T_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(gdp^T_t - gdp^T_{t-1}) - (gdp^T_{t-1} - gdp^T_{t-2})]^2 \right\}$$

Sau đó, tác giả tính chênh lệch giữa GDP thực tế và GDP tiềm năng trong giai đoạn 2008 – 2012 bất ổn định của tổng sản phẩm quốc nội (GDP). Thực tế khi tính GDP tiềm năng cho thấy hiệu ứng suy giảm kéo dài quý 2/2013 nên giai đoạn bất ổn định của tính toán chênh lệch là giai đoạn quý 1/2008 – quý 2/2013.

Phần chênh lệch này được xem như là điểm cho thấy sự sụt giảm của Việt Nam nếu có xảy ra ở Việt Nam. Nói cách khác, phần chênh lệch này chính là

chi phí t n th t do v n qu c gia c tính cho Vi t Nam, c ký hi u là C_0 trong mô hình (3.1).

3.3.2.3. *Xác nh mô hình tính phí bù p r i ro nh m tính xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên qu c gia*

Theo mô hình lý thuy t của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) m c 2.5, xác su t v n c tính dựa vào mô hình tính phí bù đ p rủi ro sau ây.

$$\ln\left(\frac{i-i^*}{1+i^*}\right) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{it}Z_{it} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

v i Z_i là t p hợp các bi n kinh tế có nh h ng n r i ro v n qu c gia và tác ng n phí bù đ p rủi ro là $\frac{i-i^*}{1+i^*}$; a_0 là h s ch n; a_i là các h s t ng ng v i s bi n kinh tế Z_i và ε là sai s c a ph ng trình h i quy.

Nh v y, c n xác nh cách tính các bi n c a mô hình tính phí bù p r i ro (3.2).

- *Xác nh bi n ph thu c*

Bi n ph thu c là logarit t nhiên c a phí bù p r i ro qu c gia, ký hi u là \lnriskp . Theo mô hình lý thuy t, phí bù đ p r i ro qu c gia c tính theo công th c:

$$\frac{i-i^*}{1+i^*} \quad (3.3)$$

v i: i c xem là lãi su t khi cho vay qu c gia có r i ro v n và i^* là lãi su t khi cho vay không có r i ro. Nh ã th o lu n trong m c 2.5.4, khi th c nghi m cho Vi t Nam, i c o b ng lãi su t cho vay VND và i^* c tính b ng lãi su t LIBOR c a USD k h n 3 tháng.

V i i và i^* ã bi t ng th i đ a vào công th c (3.3), phí bù p r i ro s c tính ra v i n v tính t ng t lãi su t là %/n m. Sau ó, logarit t nhiên c a phí bù p r i ro c t n hành có chu i s li u c a bi n ph thu c. Nh v y:

$$\lnriskp = \ln\left(\frac{i-i^*}{1+i^*}\right)$$

- *Xác nh các bi n c l p*

Nh m c 2.5.4 ã trình bày, khi th c nghi m cho Vi t Nam, các bi n c l p c a mô hình tính phí bù p r i ro g m m th ng m i, bi n ng c a v n u t gián ti p, t l n n c ngoài ng nh n/DTNH và t l th m h t ngân sách/ GDP.

(i) *mở thị trường mĩ*

Theo các nghiên cứu của Ozyildirim và Yaman (2005) và Tecnica (2012), mở thị trường mĩ, *ký hiệu là open*, được xem là biến số ảnh hưởng trực tiếp đến tăng trưởng kinh tế và GDP. Mở thị trường mĩ có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế và GDP. Như vậy:

$$\text{open} = \text{doanh số xuất khẩu} / \text{GDP}$$

Mở thị trường mĩ càng lớn nghĩa là xuất khẩu càng lớn, làm cho nhu cầu tài trợ ngoại tệ tăng cao. Điều này dẫn đến tình trạng tài khoản vãng lai của nước ta không còn tài trợ nhu cầu ngoại tệ của nhập khẩu. Nếu các nguồn tài trợ khác vẫn không đáp ứng, Chính phủ phải sử dụng quỹ DTNH làm dự trữ tài khoản vãng lai và cân bằng ngân sách ngoại tệ do ngoại tệ tăng giá mạnh, gây nên sự giảm DTNH và rủi ro quốc gia tăng lên. Vì thế, lúc này, phải bù đắp rủi ro sự gia tăng nhu cầu ngoại tệ vay nợ nước ngoài. Tóm lại, mở thị trường mĩ sẽ làm rủi ro quốc gia tăng lên và phải bù đắp rủi ro quốc gia tăng theo. Nghiên cứu thực nghiệm cho Việt Nam cũng mong đợi rằng *mở thị trường mĩ có mối quan hệ dương với phí bù đắp rủi ro hay rủi ro quốc gia*.

(ii) *Biến động cán cân xuất giá trị p*

Vận chuyển giá trị p là dòng tiền nóng, lưu chuyển vào và ra khỏi quốc gia nhanh và bất ngờ, do nên sự biến động của tài khoản tài chính, kéo theo sự biến động của DTNH là nguồn tài trợ khi tài khoản tài chính bất ổn định và tiêu, gây nên sự biến động của rủi ro quốc gia hay phí bù đắp rủi ro. Chính vì thế, các nghiên cứu của Prabheesh (2013) hay Tule và cộng sự (2015) đều cho rằng biến động vận chuyển giá trị p là một trong các biến số của mô hình tính phí bù đắp rủi ro. Vận động tăng trưởng khi thực nghiệm cho Việt Nam, biến động cán cân xuất giá trị p cũng là một biến số đưa vào mô hình, *ký hiệu là fpiv*.

Tuy nhiên, biến động cán cân xuất giá trị p cần nhìn theo hai hướng là có thể làm cho rủi ro quốc gia hay phí bù đắp rủi ro tăng hay giảm. Thứ nhất, vận chuyển giá trị p có biến động (theo chi hướng tăng) nghĩa là dòng vốn đi vào quốc gia tăng thêm. Điều này phát hiện ra là nền kinh tế quốc gia đang phát triển nên các nhà đầu tư nước ngoài đang gia tăng đầu tư vào quốc gia. Vì thế, các nhà đầu tư

n c ngoài cho r ng r i ro qu c gia ang gi m xu ng và h s n lòng gi m phí bù p r i ro khi u t vào qu c gia ho c cho qu c gia vay. Ng c l i, v n u t gián ti p có bi n ng âm (chi u h ng gi m i dòng v n) th hi n r ng dòng v n ang c rút ra kh i qu c gia. Theo Tule và c ng s (2015), i u này cho th y các nhà u t n c ngoài mu n ki m l i nhanh và thoát kh i n n kinh t qu c gia tr c khi tình hình chuy n bi n theo chi u h ng tiêu c c. Nh v y, dòng v n rút ra kh i qu c gia m nh m càng d gây t n th ng tài kho n tài chính, làm gi m DTNH do ph i s d ng DTNH tài tr nh m làm nh t n th ng này. T t c các v n này ã phát i tín hi u r ng n n kinh t qu c gia có th r i vào b t n và r i ro qu c gia gia t ng. Vì v y, các nhà u t n c ngoài òi h i phí bù p r i ro gia t ng khi u t hay cho vay n i v i qu c gia. Tóm l i, bi n ng c a v n u t gián ti p là d ng hay t ng s giúp gi m r i ro qu c gia c ng nh phí bù p r i ro. Ng c l i, bi n ng c a v n u t gián ti p là âm hay gi m làm gia t ng phí bù p r i ro c ng nh r i ro qu c gia. Nói cách khác, *bi n ng c a v n u t gián ti p và r i ro qu c gia hay phí bù p r i ro có m i t ng quan âm* (ng c chi u).

tính bi n ng c a v n u t gián ti p, Prabheesh (2013) s d ng mô hình ARCH ho c Tule và c ng s (2015) áp d ng mô hình GARCH. l ch chu n c tính theo mô hình ARCH/ GARCH s chính xác h n cách tính l ch chu n theo m t s k nh t nh. Vì th , tác gi c ng v n d ng mô hình ARCH tính l ch chu n là i di n c a bi n ng v n u t gián ti p khi th c nghi m cho Vi t Nam.

(iii) *T l n n c ngoài ng n h n/DTNH*

Cùng v i v n u t gián ti p, n n c ngoài ng n h n c ng là dòng v n d gây nên t n th ng cho tài kho n tài chính và vì v y, có th gây nh h ng n r i ro qu c gia. ó là do kho n n này òi h i ph i có dòng ti n ngay l p t c tr n hay nói cách khác, nó òi h i qu c gia ph i có thanh kho n cao m b o kh n ng thanh toán. N u không thanh kho n áp ng n n h n tr , DTNH s là ngu n thanh kho n quan tr ng tài tr cho vi c tr n n c ngoài ng n h n. Do ó, các nghiê n c u c a Ozyildirim và Yaman (2005), Prabheesh (2013) c ng nh Tule và c ng s (2015) u ch n t l n n c ngoài ng n h n/DTNH là m t bi n s trong mô hình xác nh xác su t v n c a qu c gia. Tuy nhiên, làm gi m s bi n ng c a t l n n c ngoài ng n h n/DTNH nh m m b o chu i s li u có

thứ d, các nghiên cứu nói trên sử dụng logarit tự nhiên cho biến này. Biến này ký hiệu là $lnstexd$.

Chính vì vậy, tác giả cũng quy định biến logarit tự nhiên của biến ngoài ngân hàng / DTNH là biến sử dụng theo trong mô hình tính phí bù trừ ở Việt Nam, ký hiệu là $lnstexd$. Khi đưa vào mô hình, biến này sử dụng logarit tự nhiên nên có định nghĩa sau:

$$lnstexd = \ln(\text{biến ngoài ngân hàng} / \text{DTNH})$$

Theo Tule và cộng sự (2015), biến ngoài ngân hàng / DTNH cho biết khả năng mua sắm của gia đình có thể trả ngay các khoản nợ của nó trên DTNH nếu có sự đồng thuận là không có. DTNH càng cao đồng nghĩa với biến này càng thấp cho thấy mức sẵn sàng đáp ứng nhu cầu trả nợ ngân hàng càng thấp của DTNH thậm chí ngay cả trong trường hợp phiếm lượng vốn ngân hàng cũng bị hạn chế nghiêm trọng bên ngoài gia đình. Điều này gợi ý tín dụng tích cực của các nhà đầu tư ngoài thị trường, giúp nâng xếp hạng tín dụng của gia đình và vì vậy, giảm bớt phí bù trừ ở Việt Nam hay giảm bớt chi phí của gia đình. Ngược lại, biến này càng cao cho thấy ngân hàng phải trả giá thấp hơn trong khi DTNH có khả năng không tài trợ. Điều này phát hiện ra là gia đình có khả năng không trả nợ, làm hạn chế xếp hạng tín dụng của gia đình. Các nhà đầu tư ngoài thị trường khuyến khích gia đình vay nợ với phí bù trừ ở Việt Nam tăng lên. Như vậy, biến ngoài ngân hàng / DTNH có mối quan hệ cùng chiều với phí bù trừ ở Việt Nam.

(iv) Tỷ lệ thâm hụt ngân sách / GDP

Trong các nghiên cứu của Tecnica (2012), Prabheesh (2013) hay Tule và cộng sự (2015), tỷ lệ thâm hụt ngân sách / GDP cũng là một biến có ảnh hưởng ở Việt Nam của gia đình đưa vào mô hình tính phí bù trừ ở Việt Nam. Vì Việt Nam cũng là quốc gia thâm hụt ngân sách nên khi thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả cũng quy định biến tỷ lệ thâm hụt ngân sách / GDP vào mô hình, ký hiệu là fd . Như vậy:

$$fd = \text{tỷ lệ thâm hụt ngân sách} / \text{GDP}.$$

Thâm hụt ngân sách cho thấy Chính phủ quản lý các hoạt động của gia đình không hiệu quả. Thâm hụt càng cao cho thấy khả năng càng lớn rằng Chính phủ không thể

tài trợ cho chi tiêu hiện tại chính các hộ gia đình cá nhân và có thể phải vay nợ tài trợ chi tiêu. Tỷ lệ thâm hụt ngân sách/ GDP là một trong những chỉ tiêu đánh giá khả năng này. Tỷ lệ này càng lớn càng thể hiện rõ ràng nhu cầu thu nhập Chính phủ từ các hộ gia đình cá nhân không bù đắp cho chi tiêu cá nhân Chính phủ nên vì thế, Chính phủ hiện tại không trực tiếp cắt giảm chi tiêu mà còn phải vay thêm nợ để bù đắp cho chi tiêu. Điều này làm cho thị trường tài chính hiện tại gia tăng nhu cầu cho các hộ gia đình cá nhân làm cho rủi ro về các hộ gia đình cá nhân gia tăng thêm. Do đó, các nhà đầu tư đang và sẽ đầu tư vào các công cụ do Chính phủ phát hành sẽ đòi hỏi phải bù đắp rủi ro cao hơn vì lợi ích rủi ro về các hộ gia đình cá nhân Chính phủ đang gia tăng. Trong hợp Chính phủ chỉ định vay nợ trên thị trường về các công cụ thì các công cụ đòi hỏi phải bù đắp rủi ro cao hơn do rủi ro về các hộ gia đình cá nhân gia tăng. Tóm lại, tỷ lệ thâm hụt ngân sách/ GDP cao cho thấy tiềm năng tăng các hộ gia đình cá nhân và rủi ro về các hộ gia đình cá nhân gia tăng lên, phải bù đắp rủi ro về các hộ gia đình cá nhân gia tăng. Do đó, luận án mong rằng tỷ lệ thâm hụt ngân sách/ GDP có mối quan hệ với rủi ro về các hộ gia đình cá nhân và phải bù đắp rủi ro khi thực nghiệm cho Việt Nam.

Như vậy, với biến phụ thuộc và các biến độc lập đã được xác định như trên, phương trình tính phí bù đắp rủi ro là phương trình (3.2) được thể hiện cụ thể như sau:

$$\ln risk_t = a_0 + a_1 open_t + a_2 fpiv_t + a_3 lnstexd_t + a_4 fd_t + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

trong đó: $\ln risk_t$; $open_t$; $fpiv_t$; $lnstexd_t$; fd_t và ε_t lần lượt là logarit tự nhiên của phí bù đắp rủi ro, thâm hụt ngân sách, tổng nợ công, tổng chi tiêu của Chính phủ/ GDP, biến ngẫu nhiên với giá trị trung bình bằng 0 và phương sai bằng 1, logarit tự nhiên của tỷ lệ thâm hụt ngân sách/ DTNH, tỷ lệ thâm hụt ngân sách/ GDP và sai số của phương trình hồi quy.

Cách tính các biến trong phương trình hồi quy (3.4) là mô hình tính phí bù đắp rủi ro được tóm tắt trong Bảng 3.4.

Bảng 3.4. Cách tính các biến của mô hình tính phí bù p r i ro

Ký hiệu	Ý nghĩa	Công thức tính	Các nghiên cứu đã sử dụng biến
<i>Biến phụ thuộc</i>			
Inriskp	Phí bù p r i ro v n qu c gia	$\text{Inriskp} = \ln\left(\frac{i-i^*}{1+i^*}\right)$	Ben-Bassat và Gottlieb (1992), Ozyildirim và Yaman (2005), Prabheesh (2013), Tule và c ng s (2015).
<i>Các biến giải p</i>			
open	m th ng m i	$\text{open} = \frac{\text{Doanh số nhập khẩu}}{\text{GDP}}$	Ozyildirim và Yaman (2005), Tecnica (2012).
fpiv	Bi n ng c a v n u t gián ti p	Mô hình ARCH cho d li u v n u t gián ti p tính l ch chu n.	Prabheesh (2013), Tule và c ng s (2015).
Instexd	T l n n c ngoài ng n h n/ DTNH	$\text{Instexd} = \ln\left(\frac{N \text{ nước ngoài ngắn hạn}}{\text{Dự trữ ngoại hối}}\right)$	Ozyildirim và Yaman (2005), Prabheesh (2013), Tule và c ng s (2015).
fd	T l thâm h t ngân sách/ GDP	$\text{fd} = \frac{\text{Thâm hụt ngân sách}}{\text{GDP}}$	Tecnica (2012), Prabheesh (2013) hay Tule và c ng s (2015).

Nguồn: Tác giả tổng hợp

3.3.2.4. Trình t th c hi n mô hình tính phí bù p r i ro nh m tính xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên qu c gia

Tác giả th c hi n tính xác su t v n qu c gia b ng cách u tiên là ti n hành tính toán các bi n c a ph ng trình h i quy (3.4) – mô hình tính phí bù p r i ro. ng th i, tác giả th c hi n mô hình tính phí bù p r i ro và ki m nh mô hình này đ a trên ph n m m Stata 13.0. Sau khi mô hình tính phí bù p r i ro c xác nh, xác su t v n qu c gia và xác su t v n biên qu c gia c tính đ a vào mô hình này. T t c các b c xác nh mô hình tính phí bù p r i ro c th hi n nh sau.

B c 1: Tính toán các biến của mô hình tính phí bù p r i ro

T t c các bi n c a mô hình tính phí bù p r i ro c tính theo công th c mô t trong B ng 3.4 ngo i tr bi n ng v n u t gián ti p.

i v i bi n ng v n u t gián ti p, tác gi v n d ng mô hình ARCH tính l ch chu n c a chu i d li u v n u t gián ti p, th c hi n t ng t nh cách tính bi n ng xu t kh u và bi n ng t giá trong mô hình c l ng DNHTU v i ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH t i m c 3.2.

u tiên, tác gi ki m nh xem chu i d li u v n u t gián ti p có hi u ng ARCH hay không. N u có, tác gi ti p t c th c hi n tìm ki m mô hình ARCH tr nào là phù h p (có ý ngh a th ng kê) v i chu i d li u. Mô hình ARCH phù h p c tìm ra c ng ng ngh a là ph ng trình ph ng sai có i u ki n h_t c a chu i d li u v n u t gián ti p c ng c tìm th y. D a vào ph ng trình này và d li u v n u t gián ti p ã bi t, tác gi s tính c ph ng sai có i u ki n h_t và l y c n b c hai c a h_t có l ch chu n c a v n u t gián ti p t i m i k nghiê n c u, i di n cho bi n ng c a v n u t gián ti p.

B c 2: Th ng kê mô t các bi n thu c mô hình tính phí bù p r i ro

Th ng kê mô t a ra các tiêu chí th ng kê cho cái nhìn khái quát ban u v các bi n s trong mô hình tính phí bù p r i ro thông qua nh ng c tính c b n c a chu i d li u nghiê n c u c th ng kê nh s quan sát, giá tr trung bình, l ch chu n, giá tr l n nh t, giá tr nh nh t, giá tr trung v c a d li u.

B c 3: Ki m nh tính d ng c a các bi n thu c mô hình tính phí bù p r i ro

Cách th c hi n t ng t nh ki m nh tính d ng các bi n trong mô hình c l ng m c DTNHTU v i ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH trong m c 3.2.

u tiên, tác gi s tìm tr t i u c a chu i d li u b ng cách th c hi n h i quy chu i theo các tr t ng d n c a nó và xác nh tr t i u d a theo tiêu chu n AIC (Akaike Information Criteria) nh nh t.

Ti p theo, tác gi s th c hi n ki m nh tính d ng c a chu i d li u t i tr t i u b ng ki m nh ADF cho ba d ng ph ng trình c a chu i d li u tìm d ng ph ng trình thích h p t o nên chu i d ng.

Bảng 4: Lựa chọn phương pháp xác định mô hình tính phí bù trừ

Thứ nhất, khi tiến hành kiểm định tính đồng cho các biến trong mô hình, biến phụ thuộc $\ln riskp$ đồng biến $I(1)$ trong khi tất cả các biến độc lập là chuỗi đồng biến $I(0)$. Vì các biến của mô hình không đồng biến nên trong trường hợp này, mô hình ARDL là phù hợp nhất để đồng nhất xác định mô hình tính phí bù trừ. Thứ hai là phương trình cân bằng trong dài hạn giữa biến phụ thuộc $\ln riskp$ và các biến độc lập.

Mô hình ARDL là mô hình phân phối tự hồi quy. Mô hình này đã được phát triển qua nhiều thập kỷ và đóng góp quan trọng của Engle và Granger (1987), Pesaran và Shin (1999), Pesaran và cộng sự (2001), Hassler và Wolters (2006), Kripfganz và Schneider (2016). Trong đó, Kripfganz và Schneider là những người đã xây dựng và đưa mô hình ARDL vào phần mềm Stata.

Mô hình ARDL (p, q, \dots, q) được thể hiện dưới dạng như sau:

$$y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta'_i X_{t-i} + u_t$$

Trong đó: y_t là biến phụ thuộc và y_{t-i} là các độ trễ của y_t , c_0 là hằng số, $c_1 t$ thể hiện xu hướng theo thời gian, X'_t là tập hợp các biến giải thích mà giải thích có cùng bậc tự cho biến, u_t là sai số. Lưu ý rằng p và q có thể xác định dựa vào các tiêu chuẩn thông tin AIC (Akaike Information Criterion) hoặc SBIC (Schwarz-Bayesian Information Criterion) như sau.

Mô hình ARDL nói trên có thể viết lại dưới dạng mô hình hiệu chỉnh sai số (Error Correction – EC) như sau:

$$y_t = c_0 + c_1 t - \alpha (y_{t-1} - \theta X_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_{yi} \cdot y_{t-i} + \omega' \Delta X_t + \sum_{i=1}^{q-1} \psi'_{xi} \Delta X_{t-i} + u_t$$

Trong đó: Hệ số hiệu chỉnh (speed of adjustment coefficient) $\alpha = 1 - \sum_{i=1}^p \phi_i$

$$\text{Hệ số hồi quy của phương trình cân bằng dài hạn } \theta = \frac{\sum_{i=0}^q \beta_i}{\alpha}$$

này có xem là có tác động nên bị nph thu c ch khi h s c l ng có giá tr p-value nh h n 0,1.

B c 6: Các ki m nh nh m m b o mô hình áng tin c y

mô hình là áng tin c y và m b o có giá tr khi s d ng cho đ báo, các ki m nh l n l t c th c hi n bao g m:

- **Ki m nh ng bao (bound test)**

Ki m nh ng bao nh m m b o th t s có t n t i m i quan h dài h n gi a bi n ph thu c và các bi n c l p trong mô hình. N u ki m nh cho th y có t n t i quan h dài h n thì ph ng trình cân b ng trong dài h n tìm c m i có ý ngh a và có th s d ng cho đ báo. Còn n u ng c l i thì xem nh ph ng trình cân b ng trong dài h n là không có ý ngh a và vô giá tr .

Ki m nh ng bao c xu t b i Pesaran và c ng s (2001). Theo ó, gi thuy t H_0 là không t n t i m i quan h dài h n gi a các bi n trong mô hình. Vi c ki m nh c d a vào th ng kê F. N u giá tr F tính c l n h n giá tr t i h n c a ng bao trên xét cho tr ng h p t t c các bi n u là chu i d ng I(1), gi thuy t H_0 b bác b ngh a là có t n t i quan h dài h n gi a các bi n trong mô hình. Ng c l i, n u giá tr F tính c nh h n giá tr t i h n c a ng bao đ i xét cho tr ng h p t t c các bi n u là chu i d ng I(0), gi thuy t H_0 c ch p nh n hay không có quan h dài h n gi a các bi n trong mô hình.

- **Ki m nh hi n t ng ph ng sai thay i**

Khi mô hình có hi n t ng ph ng sai thay i, các ki m nh h s h i quy tr nên không áng tin c y n a và các c l ng h s h i quy là không hi u qu . Tác gi s d ng ki m nh Breusch-Pagan v i gi thi t H_0 là không có hi n t ng ph ng sai thay i. N u ki m nh Breusch-Pagan cho giá tr p-value l n h n 0,1 (ch p nh n m c ý ngh a 10%) thì xem nh ch a có c s bác b H_0 và không có hi n t ng ph ng sai thay i trong mô hình.

- **Ki m nh hi n t ng t t ng quan**

N u mô hình t n t i hi n t ng t t ng quan, h u qu c a nó c ng t ng t nh khi x y ra hi n t ng ph ng sai thay i. Tác gi s d ng ki m nh Durbin-Watson nh m ki m nh hi n t ng t t ng quan b c nh t c a sai s . Trong ki m

nh này, giả thiết H_0 là không có hiện tượng tự tương quan. Vì vậy, nếu kiểm định Durbin-Watson cho giá trị p-value lớn hơn 0,1 (mức ý nghĩa 10%) thì xem như chấp nhận giả thiết H_0 và không có hiện tượng tự tương quan trong mô hình.

- **Kiểm định phương sai mô hình là nhiễu trắng**

Kiểm định này nhằm thể hiện phương sai mô hình ARDL không còn chứa thông tin quan trọng có thể tác động đến biến phụ thuộc hay mô hình là phù hợp và đáng tin cậy. Kiểm định này dùng phương pháp thống kê Q có giả thiết H_0 : phương sai là nhiễu trắng và giả thiết H_1 : phương sai chứa nhiễu trắng. Như vậy, nếu kiểm định cho giá trị p-value lớn hơn 0,1 (chấp nhận mức ý nghĩa 10%) thì xem như chấp nhận giả thiết H_0 hoặc chấp nhận H_0 , hay phương sai mô hình ARDL là nhiễu trắng.

- **Kiểm định tích lũy bình phương đệ quy (CUSUMSQ)**

Kiểm định tích lũy bình phương đệ quy (Cumulative sum of square of recursive residuals – CUSUMSQ) cho biết tính ổn định của các hệ số hồi quy trong mô hình và ngược lại, cho biết tính ổn định của mô hình. Thông qua thể hiện các giá trị thống kê của CUSUMSQ, nếu các giá trị này đều nằm hoàn toàn trong dải tiêu chuẩn là khoảng các giá trị tới hạn trên và dưới với mức ý nghĩa 5% thì các hệ số hồi quy có tính ổn định và như vậy, mô hình ổn định.

Bảng 7: Tính xác suất vỡ nợ quốc gia và xác suất vỡ nợ biên quốc gia

Như vậy, thể nghiệm trình cân bằng dài hạn (3.5) tìm được, mô hình tính phí bù đắp rủi ro đã được xác định rõ ràng các hệ số hồi quy $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, c_0$ hoặc c_1 . Theo phương trình hồi quy (3.4), mô hình này được nhắc lại như sau:

$$\ln riskp_t = a_0/a'_0 + a_1 open_t + a_2 fpiv_t + a_3 lnstexd_t + a_4 fd_t \quad (3.6)$$

với $a_0/a'_0 = c_0/c_1, a_1 = \theta_1, a_2 = \theta_2, a_3 = \theta_3, a_4 = \theta_4$.

Theo phương trình (2.6) trong chương 2 thì: $\ln riskp = \ln\left(\frac{i-i^*}{1+i^*}\right) = \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$. Vì thế, mô hình (3.6) có thể viết:

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)_t = a_0/a'_0 + a_1 open_t + a_2 fpiv_t + a_3 lnstexd_t + a_4 fd_t \quad (3.7)$$

Lưu ý rằng mô hình tính phí bù trừ (3.7) cũng chính là hàm f đã cho trước trong mục 2.5. Với hàm f có các hệ số quy chuẩn xác định, tác giả tính giá trị hàm f đưa vào các biến số có sẵn trong hàm f.

tính xác suất vãn quặng gia (π), với giá trị hàm f đã biết, tác giả tính đưa vào phương trình (2.7) trong chương 2 như sau:

$$\pi = \frac{e^f}{1+e^f} \quad (3.8)$$

tính xác suất vãn biên quặng gia (π_R), tác giả lấy vào hàm phương trình (3.7) theo định nghĩa của R. Mục tiêu là π_R nhận giá trị 0 thì hình minh quan hệ giữa chi phí của DTNH và xác suất vãn.

3.3.3. Cách thức công bố định nghĩa của Việt Nam

Sau khi đã xác định các biến số gồm chi phí cố định (r), chi phí biến đổi do vận chuyển (C_0), xác suất vãn quặng gia (π) và xác suất vãn biên quặng gia (π_R), tác giả đã đưa các biến số đã xác định vào mô hình (3.1) công bố của DTNHTU của Việt Nam.

Ngay sau đó, tác giả so sánh mô hình DTNHTU và công bố của Việt Nam với mô hình DTNHTT và đưa ra các phân tích và nhận xét. Đây là các số quan trọng xuất phát từ chính sách cho các quan quản lý nhà nước chương 5.

3.3.4. Dữ liệu nghiên cứu

Công bố mô hình tính phí bù trừ và công bố của DTNHTU của Việt Nam, các dữ liệu công bố theo quý cho giai đoạn 2005 – 2017 nhằm mục đích quan sát giúp tính chính xác của mô hình. Các loại dữ liệu và nguồn dữ liệu công bố hình minh chi tiết trong Bảng 3.5.

Dữ liệu thô công bố trong Bảng 3.5 công bố lý do nên nguồn dữ liệu phù hợp với yêu cầu của mô hình thực nghiệm. Cách xử lý thông tin dữ liệu thô công bố hình minh chi tiết như sau.

Thứ nhất, cách thu thập và xử lý các loại dữ liệu DTNH, GDP theo giá hiện hành, doanh số nhập khẩu, vốn đầu tư gián tiếp, lãi suất cho vay VND công bố trình bày rõ

ràng trong m c 3.2.4 v d li u nghiên c u c a ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH.

B ng 3.5. Lo i d li u và ngu n thu th p d li u cho ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH

STT	Tên d li u	Kho ng cách th i gian c a d li u	Ngu n
1	D tr ngo i h i	Theo quý	IFS
2	GDP theo giá hi n hành	Theo quý	GSO
3	Doanh s nh p kh u	Theo quý	IFS
4	V n u t giá n ti p	Theo quý	Bloomberg
5	N n c ngoài ng n h n	Theo quý	ADB/Worldbank/ ph ng pháp n i suy
6	Thâm h t ngân sách nhà n c	Theo quý	B Tài Chính
7	Lãi su t cho vay VND	Theo quý	IFS
8	Lãi su t LIBOR USD 3 tháng	Theo quý	ICE

Ngu n: Tác gi t ng h p

Th hai, d li u n n c ngoài ng n h n tính b ng USD ch có s n d li u n m mà không có s n d li u quý nên tác gi bu c ph i dùng ph ng pháp n i suy có d li u quý. Prabheesh (2013), khi th c hi n nghiên c u, c ng n i suy d li u n n c ngoài ng n h n t t n su t n m thành t n su t quý do d li u quý không có s n. Vì v y, trong lu n án này, tác gi c ng th c hi n t ng t . Tr c tiên, tác gi thu th p d li u giá tr tuy t i và t tr ng n n c ngoài ng n h n/ t ng n n c ngoài theo n m t ngu n Worldbank. Tác gi xem nh t tr ng này c ng là t tr ng c a các quý trong n m. Nh v y, tác gi nhân t tr ng v i d li u t ng n n c ngoài theo quý có d li u n n c ngoài ng n h n theo t n su t quý. Tuy nhiên, i v i d li u t ng n n c ngoài theo quý, tác gi c ng ph i suy ra t t l t ng n n c ngoài/GDP tính theo quý thu th p t ngu n ADB. Thêm vào ó, t l này ch c ADB th hi n n n m 2013. Vì v y, d a vào d li u t ng n n c ngoài theo quý giai o n 2005 – 2013 và theo n m giai o n 2005 – 2017, tác gi dùng hàm

forecast trong phần mềm Excel nên suy cho tất cả các quý ngoài theo quý của các năm từ 2014 đến 2017.

Thứ ba, dữ liệu thâm hụt ngân sách nhà nước được tính toán dựa trên dữ liệu thu và chi ngân sách theo quý thu thập từ Bộ Tài Chính, tính bằng VND. Tuy nhiên, dữ liệu gốc của thu và chi ngân sách được cung cấp theo các quý trong năm do dữ liệu thu chi ngân sách thu được không liên tục. Vì vậy, tác giả lấy dữ liệu quý sau trừ dữ liệu quý trước trong cùng năm để dữ liệu của thu ngân sách và chi ngân sách cho mỗi quý trong năm. Tiếp đó, tác giả lấy dữ liệu chi ngân sách mỗi quý trừ dữ liệu thu ngân sách mỗi quý để có được dữ liệu thâm hụt ngân sách của mỗi quý. Hầu hết các quý thu thì hiện chỉ liên tục nên có thâm hụt ngân sách. Tuy nhiên, có một số ít quý thu thì hiện chỉ liên tục nên không có thâm hụt ngân sách. Trong hình này, tác giả thể hiện thâm hụt ngân sách của các quý có bằng 0.

Thứ tư, dữ liệu lãi suất LIBOR của USD kỳ hạn 3 tháng được thu thập từ Sàn giao dịch Liên Lãng (ICE) và lấy theo các ngày cuối quý 3, 6, 9 và 12 đi đến cho lãi suất của các quý trong năm.

Sau khi thu thập và xử lý, các loại dữ liệu thực nghiệm được nhập vào DTNHTU của phần mềm dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH được thể hiện trong Phần 3.1.

KẾT LUẬN CHƯƠNG 3

Chương 3 đã mô tả chi tiết cách lựa chọn và xây dựng các mô hình thực nghiệm để kiểm tra giả thuyết về DTNHTU của Việt Nam theo ba phương pháp. Đây là cơ sở để trình bày và phân tích kết quả của các mô hình thực nghiệm trong chương 4.

Trong việc phân tích phương pháp lựa chọn theo kinh nghiệm, thực nghiệm cho Việt Nam, chương này lựa chọn áp dụng phương pháp lựa chọn ARA-EM cùng với các phương pháp lựa chọn truyền thống dựa vào nháp khu, dựa vào nền kinh tế ngoài ngành ngân hàng và dựa vào cung tiền ngân hàng M2.

Trong việc phân tích phương pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến DTNH, chương này xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam với các biến kinh tế mô hình của Edison (2003) và nhiều nghiên cứu liên quan khác phù hợp với bối cảnh Việt Nam. Biến phụ thuộc là nhu cầu DTNH hay DTNHTU được thể hiện dưới dạng logarit tự nhiên của DTNHTT. Các biến độc lập là năm yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến DTNH bao gồm GDP dưới dạng logarit tự nhiên, lãi suất cho quy mô nền kinh tế, mức thâm hụt (hoặc thặng dư) nháp khu/GDP và biến động xuất khẩu lãi suất cho tính dài hạn của tài khoản vãng lai, mức tài chính tính bằng thặng dư hoặc thâm hụt giá trị GDP lãi suất cho tính dài hạn của tài khoản tài chính, biến động giá trị lãi suất cho tính linh hoạt của giá, lãi suất cho vay VND lãi suất cho chi phí cơ hội. Ngoài ra, kết quả được đưa ra từ biến độc lập trong mô hình thực nghiệm cũng được nêu rõ và trình bày thể hiện mô hình thực nghiệm để mô tả chi tiết.

Trong việc phân tích phương pháp dựa theo chi phí - lợi ích của DTNH, chương này đã nêu rõ về lựa chọn mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) thực nghiệm cho Việt Nam. Mô hình này đòi hỏi phải xác định các biến số chi phí cơ hội (r), chi phí thanh toán do vốn quốc gia (C_0), xác suất vốn quốc gia (λ) và xác suất vốn biên quốc gia (λ_R) thì mới có thể kiểm tra giả thuyết về DTNHTU. Vì vậy, chương này nêu lên cách thức xác định các biến số này một cách chi tiết. Thứ nhất, chi phí cơ hội được xác định theo lãi suất cho vay VND. Chi phí thanh toán do vốn quốc gia được xác định dựa vào phương pháp Lucas HP. Xác suất vốn quốc gia và xác suất vốn biên quốc gia được tính dựa vào mô hình tính phí bù trừ rủi ro quốc gia với phương pháp ARDL.

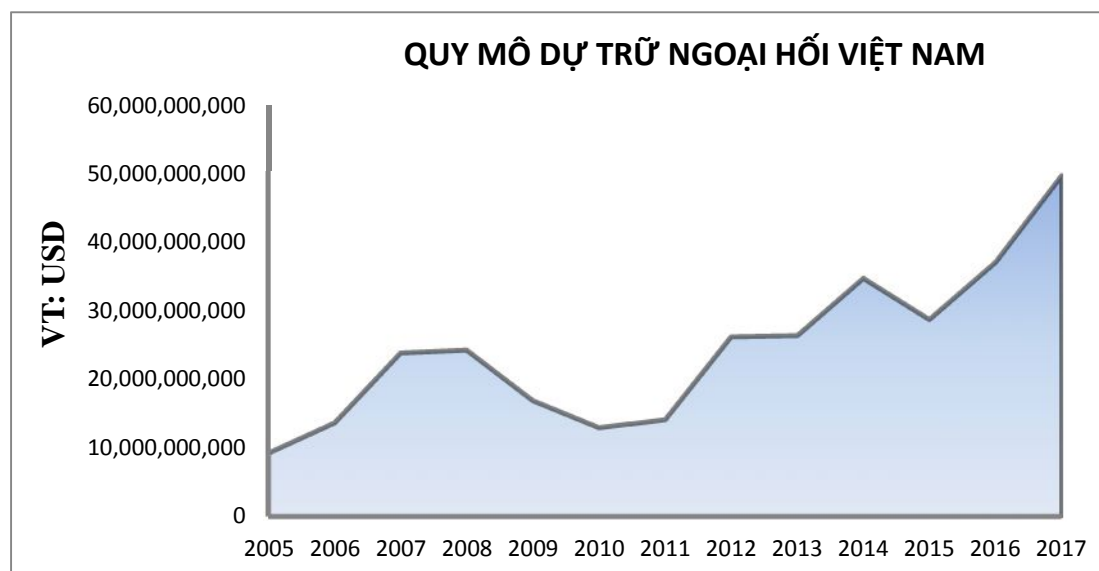
CHƯƠNG 4: KẾT QUẢ CẢI NGÀNH DÒNG TRAO I HIT IUC AVI TNAM

Chương này mô tả và phân tích thực trạng DTNHTT của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017. Dựa trên số liệu chính thức xây dựng các mô hình thực nghiệm về dòng DTNHTT của Việt Nam theo ba phương pháp trong chương 3, chương này lần lượt trình bày và phân tích kết quả của các mô hình trong đó thể hiện chi tiết kết quả của từng bước trong quy trình thể hiện mô hình. Cuối cùng, chương này so sánh mức DTNHTT của các nước theo từng phương pháp về mức DTNHTT và tổng lượng kết quả thu được.

4.1. THỰC TRẠNG DÒNG TRAO I H I VI T NAM

4.1.1. Quy mô dòng trao i h i Việt Nam

Trong giai đoạn 2005 – 2017, quy mô DTNH của Việt Nam nhìn chung liên tục tăng qua các năm (Phụ lục 1.2) và thể hiện cụ thể như sau.



Biểu đồ 4.1. Quy mô dòng trao i h i Việt Nam giai đoạn 2005 - 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018)

Theo Biểu đồ 4.1, trong giai đoạn 2005 – 2008, nền kinh tế Việt Nam phát triển mạnh mẽ và thực hiện chính sách mở cửa sau khi gia nhập WTO năm 2007, DTNH Việt Nam đã liên tục tăng lên 2.5 lần, từ mức 9,216,467,261 USD năm 2005 lên mức 24,175,912,525 USD năm 2008.

Tuy nhiên, vì nhu cầu tăng cường hoạt động tài chính toàn cầu năm 2008, trong giai đoạn 2009 – 2011, DTNH Việt Nam đã giảm mạnh, thậm chí giảm gần 50% vào năm 2010, chỉ còn 12,926,169,011 USD. Trong giai đoạn này, do tác động tiêu cực từ khủng hoảng toàn cầu, kinh tế vĩ mô của Việt Nam có nhiều bất ổn, có thể là lạm phát tăng mạnh lên mức 11.75% năm 2010 và 18.58% năm 2011. Điều này gây tác động mạnh mẽ đến thị trường ngoại hối, làm tăng giá VND/USD bình quân trong các năm 2009 - 2011, thậm chí là tăng giá tăng mạnh hơn 13%, từ mức 18950 VND/USD vào tháng 04/2010 lên mức 21450 VND/USD vào cuối tháng 11/2010. Vì thế, bình ổn tỷ giá VND/USD và thị trường ngoại hối, NHNN đã phải can thiệp vào thị trường bằng cách bán USD từ quỹ DTNH và khi cần cho DTNH Việt Nam giảm mạnh trong giai đoạn này.

Trong hai năm 2011 và 2012, Chính phủ và NHNN đã thực hiện hàng loạt biện pháp kích thích lạm phát, chống tình trạng ô nhiễm, bình ổn giá vàng, bình ổn thị trường ngoại hối. Nhờ vậy mà tỷ giá VND/USD đã ổn định và DTNH bắt đầu tăng dần lên, cuối năm 2012 đạt mức 26,112,815,991 USD và liên tục tăng trong các năm 2013 – 2014, đạt mức 34,575,170,166 USD.

Trong năm 2015, mặc dù nền kinh tế vĩ mô tăng trưởng tốt, tốc độ tăng trưởng GDP đạt 6.68%, cao hơn mức mục tiêu là 6.2% cùng năm cao hơn mức tăng trưởng của các năm 2011 – 2014, song thị trường phát triển giảm sút và chỉ tăng 0.6%, tuy nhiên DTNH Việt Nam lại giảm xuống, cuối năm 2015 còn 28,615,884,805 USD. Điều này là do Việt Nam nhập siêu trở lại trong năm 2015 với mức nhập siêu lên đến 15 tỷ USD trong khi năm 2014, cán cân thặng dư đáng kể. Nhu cầu USD gia tăng do nhập siêu tăng mạnh đã làm cho tỷ giá cuối năm 2015 là 22547 VND/USD, tăng 5,34% so với tỷ giá thời điểm đầu năm là 21405 VND/USD, vượt xa mức mục tiêu tăng giá chỉ 2% trong năm 2015 mà NHNN đã đề ra. Vì mức tăng giá bình quân theo chỉ số hàng tiêu dùng, NHNN đã phải sử dụng quỹ DTNH can thiệp vào tỷ giá nhằm bình ổn thị trường ngoại hối, khiến DTNH năm 2015 giảm tiếp nữa.

Trong hai năm 2016 và 2017, tình hình kinh tế vĩ mô của Việt Nam thối thu, lạm phát thấp và thị trường ngoại hối khá bình ổn. Đặc biệt là trong năm 2017, theo Nguyễn Quốc Thành và Võ Minh Long (2018), với mức tăng trưởng GDP đạt

m c 6.81%, cao hơn mức mục tiêu ra là 6.7%, lạm phát thực tế mức 2.6%, tăng giá nền tảng trong nền kinh tế và thị trường chứng khoán do lạm phát cung ngoại tệ đi kèm dòng vốn đầu tư trực tiếp và gián tiếp gia tăng mạnh, NHNN đã có chính sách mua vào thêm USD tăng quy mô DTNH, khi đó DTNH của Việt Nam tăng nhanh, lên đến 49,497,407,812 USD.

Nhìn chung, suốt giai đoạn 2005 – 2017, DTNH Việt Nam liên tục gia tăng. Trong giai đoạn 2010 – 2017, DTNH gia tăng khá mạnh với mức tăng trưởng 2017 gấp 4 lần so với năm 2010 và tốc độ tăng trung bình mỗi năm là 18.69% cho cả giai đoạn. Điều này cho thấy Việt Nam đã rút ra kinh nghiệm từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, ý thức được vai trò tiềm ẩn của thanh khoản rủi ro quản lý của DTNH khi đối phó với các cú sốc bất ổn tài chính an toàn vĩ mô hay tài khoản tài chính nên đã không ngừng gia tăng DTNH.

4.1.2. Các chủ thể ngoại hối ở Việt Nam

Như đã thảo luận về khái niệm ngoại hối và DTNH trong chương 2, DTNH của một quốc gia bao gồm những thành phần chủ yếu là ngoại tệ, các loại giấy tờ có giá (các loại chứng khoán nội và chứng khoán ngoại), vàng, SDR, và thặng dư tại IMF hay nói cách khác là dự trữ có thể rút ngay tại IMF. Dựa trên cơ sở này, các chủ DTNH của Việt Nam gồm bốn thành phần chính thể hiện trong Bảng 4.1.

Thứ nhất, ngoại tệ và các loại giấy tờ có giá là thành phần chiếm tỷ trọng chủ yếu trong DTNH của Việt Nam với tỷ trọng tính trung bình trong giai đoạn 2005 – 2017 lên đến 97.017%. Tuy nhiên, mức tỷ trọng cao nhất mà thành phần này đạt được là 98.83% vào năm 2007. Đây là năm mà thị trường chứng khoán Việt Nam bùng nổ và chỉ số VNI Index tăng cao nhất trong lịch sử thị trường chứng khoán Việt Nam. Lúc này, lạm phát ngoại tệ ngoài nước đổ vào thị trường Việt Nam gia tăng mạnh mẽ, lạm phát cung ngoại tệ trên thị trường đi kèm là chính sách NHNN mua vào ngoại tệ để tăng tích lũy thêm DTNH, giúp ngoại tệ và các loại giấy tờ có giá trở thành thành phần áp đảo trong DTNH. Còn vào năm 2010, thành phần này lại chiếm tỷ trọng thấp nhất trong cả giai đoạn, chỉ đạt 93.25%. Điều này là do vào năm 2010, NHNN phải bán ngoại tệ để duy trì DTNH bình ổn thị trường ngoại hối đang có nguy cơ bất ổn, làm cho thành phần ngoại tệ giảm đi nhiều trong DTNH.

Bảng 4.1. Các dự trữ ngoại hối Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

N M	NGO I T & GI Y T C Ó GI Á		V ÀNG		SDR		D T R C Ó T H R Ú T T I I M F		T N G D T R N G O I H I
	GI Á T R (USD)	T T R N G (%)	GI Á T R (USD)	T T R N G (%)	GI Á T R (USD)	T T R N G (%)	GI Á T R (USD)	T T R N G (%)	
2005	9,049,677,180	98.190304	165,905,630	1.800100	877,300	0.009519	7,151	0.000078	9,216,467,261
2006	13,382,480,441	98.465848	206,918,836	1.522471	1,580,006	0.011625	7,526	0.000055	13,590,986,809
2007	23,471,786,025	98.838001	268,341,566	1.129967	7,598,873	0.031998	7,906	0.000033	23,747,734,370
2008	23,882,044,884	98.784461	285,662,013	1.181598	8,197,922	0.033909	7,706	0.000032	24,175,912,525
2009	16,027,427,457	95.383423	356,054,178	2.118972	419,668,683	2.497558	7,843	0.000047	16,803,158,161
2010	12,054,089,109	93.253377	459,569,670	3.555343	412,502,527	3.191220	7,705	0.000060	12,926,169,011
2011	13,127,632,658	93.464634	506,441,329	3.605704	411,479,781	2.929607	7,681	0.000055	14,045,561,449
2012	25,161,262,045	96.355989	539,533,729	2.066164	412,012,528	1.577817	7,689	0.000029	26,112,815,991
2013	25,480,700,000	96.932041	393,690,000	1.497650	412,782,191	1.570279	7,705	0.000029	26,287,179,896
2014	33,801,090,000	97.761167	385,800,000	1.115830	388,272,918	1.122982	7,248	0.000021	34,575,170,166
2015	27,878,920,000	97.424630	365,630,000	1.277717	371,327,872	1.297628	6,933	0.000024	28,615,884,805
2016	36,167,100,000	97.999000	378,290,000	1.025021	360,183,847	0.975960	6,726	0.000018	36,905,580,573
2017	48,692,520,000	98.374078	421,740,000	0.852046	383,040,687	0.773862	7,125	0.000014	49,497,307,812
T.BÌNH		97.017458		1.749891		1.232613		0.000038	

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018)

Theo NHNN (2016), các loại ngoại tệ có mặt trong DTNH của Việt Nam vẫn là các loại ngoại tệ giao dịch phổ biến trên thị trường ngoại hối và là thành phần cấu thành nên giá trị của SDR, chính là USD, EUR, JPY và GBP. Trong đó, USD chiếm tỷ trọng áp đảo và đứng thứ hai là EUR. NHNN đang cân nhắc bổ sung thêm các loại tiền mới và có lãi suất khá cao khác là AUD và CAD vào DTNH. Bên cạnh đó, từ tháng 10/2016, CNY chính thức trở thành loại tiền mới trong rổ tiền tệ hình thành nên giá trị của SDR và đứng thứ ba, kim ngạch xuất nhập khẩu giữa Việt Nam và Trung Quốc ngày càng tăng. Vì vậy, để tránh thêm loại tiền CNY của Trung Quốc là lựa chọn mà NHNN đang cân nhắc. Các loại ngoại tệ này có thể diễn hình thái tiềm ẩn, tiềm ẩn hoặc các loại gián tiếp có giá. Vì vậy các loại gián tiếp có giá có mặt trong DTNH của Việt Nam, NHNN ưu tiên cho các loại trái phiếu, tín phiếu được phát hành bởi các nước thuộc nhóm G7, IMF hoặc BIS (Ngân hàng Thanh toán Quốc tế). Trong đó, trái phiếu USD do Chính phủ Mỹ phát hành là chiếm tỷ trọng chủ yếu.

Thứ hai, vàng chiếm tỷ trọng nhỏ trong DTNH Việt Nam, chủ yếu nằm trong kho ngoại tệ mua sắm nhập 0.85% vào năm 2017 nhưng cao nhất 3.60% vào năm 2011. Nếu tính trung bình cho các giai đoạn 2005 – 2017 thì tỷ trọng này chỉ có 1.75%. Hơn nữa, trong suốt giai đoạn 2011 – 2017, tỷ trọng này cũng giảm dần qua từng năm, chứng tỏ vàng không phải là thành phần đáng kể của chu kỳ và coi trọng nhiều trong DTNH Việt Nam. Nếu xét theo giá trị tuyệt đối, vàng cũng không có sự chênh lệch nhiều qua các năm. Số biết là suốt giai đoạn 2009 – 2017, số biến động của vàng đứng là rất ít, chủ yếu nằm trong kho ngoại tệ 356 triệu USD đến 539 triệu USD. Tất nhiên, vàng thuộc DTNH Việt Nam phải là vàng tiêu chuẩn quốc tế có thể dễ dàng chuyển đổi thành ngoại tệ khi Chính phủ có nhu cầu sử dụng DTNH cho các hoạt động cấp cứu quốc gia, mà một số hai thuộc tính quan trọng của DTNH là tính an toàn và tính thanh khoản. Vấn đề đặt ra cho việc chuyển đổi vàng sang ngoại tệ sử dụng cho nhu cầu hoạt động kinh tế có tính gấp rút cũng có thể là lý do mà vàng không được đứng nhiều trong danh mục ngoại tệ cho việc chuyển đổi và không đáp ứng kịp nhu cầu cấp thiết có thể gây nên nhu cầu thị trường cho nền kinh tế.

Thị trường, SDR chiếm một phần đáng kể trong DTNH Việt Nam, chủ yếu là từ vàng. Chỉ số là tính trung bình cho các giai đoạn 2005 – 2017, tỷ trọng của SDR là 1.23%. Trong giai đoạn 2005 – 2008, SDR chiếm một phần đáng kể trong DTNH với giá trị tuyệt đối chỉ khoảng vài triệu USD. Tuy nhiên, năm 2009 tiếp theo đã chứng kiến sự thay đổi lớn của SDR trong DTNH. Năm 2009, IMF tiến hành hai đợt phân bổ SDR cho các quốc gia thành viên với giá trị 250 tỷ USD vào ngày 28/08/2009 và đợt phân bổ tiếp theo có giá trị 33 tỷ USD vào ngày 09/09/2009. Theo lời phát biểu của Thủ tướng Nguyễn Văn Giàu trong buổi phỏng vấn với *Thị trường* Ngân hàng (2009), việc phân bổ SDR này có thể giúp các quốc gia thành viên, đặc biệt là các quốc gia đang phát triển, chứng minh với các nhà hoạch toán của 2008 thông qua việc giúp các quốc gia gia tăng DTNH nhằm hỗ trợ tăng trưởng kinh tế và ổn định giá. Việt Nam cũng được phân bổ SDR trong đợt này và giúp giá trị SDR trong DTNH Việt Nam tăng đáng kể, từ mức giá trị 8 triệu USD năm 2008 vượt lên mức 419 triệu USD năm 2009, chiếm 2.5% trong DTNH. Sau đó, trong suốt giai đoạn tiếp theo 2009 – 2017, giá trị SDR ít biến động qua các năm, chỉ thay đổi trong khoảng 360 triệu USD và 419 triệu USD mà thôi. Tuy nhiên, tỷ trọng SDR trong giai đoạn này lại giảm dần qua các năm, đến năm 2017 chỉ còn chiếm 0.77% DTNH do giá trị SDR không thay đổi nhiều trong khi tổng DTNH không ngừng tăng qua các năm.

Thị trường, vốn dĩ trước đây có thể rút ngay từ IMF chiếm một phần đáng kể trong DTNH, chỉ 0.000038% trong DTNH nếu tính trung bình trong giai đoạn 2005 - 2017, với giá trị tuyệt đối chỉ khoảng vài triệu và ít biến động qua các năm, năm trong khoảng 6,726 USD đến 7,906 USD. Vốn dĩ trước đây có thể rút ngay từ IMF bao gồm các khoản ngoại tệ và SDR mà Việt Nam sở hữu từ IMF. Vì tỷ trọng quá nhỏ nên xem như có thể bỏ qua thành phần này trong DTNH Việt Nam.

Tóm lại, các thành phần của DTNH của Việt Nam gồm bốn thành phần chính có thể bỏ qua thành phần vốn dĩ trước đây có thể rút ngay từ IMF vì tỷ trọng gần như bằng 0. Như vậy, DTNH Việt Nam còn ba thành phần chính: thành phần chính là ngoại tệ và các loại giấy tờ có giá chiếm một phần đáng kể trong DTNH, khoảng 97% và đã không ngừng tăng mạnh mẽ những năm gần đây; hai thành phần còn lại là vàng và SDR chiếm một phần đáng kể, chỉ khoảng 3% và trong đó tỷ trọng của vàng nhiều hơn so

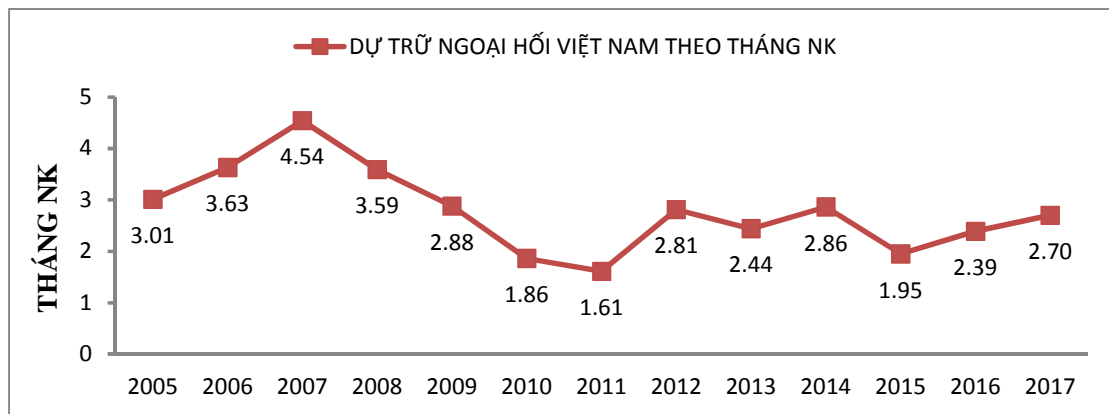
vì SDR. Vì chỉ một trọng lượng vàng trong DTNH qua các năm có thể lý giải ít nhất chỉ một vàng là phải chuyển sang ngoại tệ, có thể làm lủng lặt và tác động tiêu cực đến hoạt động kinh tế của nền kinh tế cũng như DTNH ngay. Trong khi đó, nếu DTNH bằng ngoại tệ mạnh, chỉ một này sẽ bị mất tiêu vì ngoại tệ sẽ áp dụng ngay cho các hoạt động kinh tế phải tiêu dùng DTNH. Vì vậy, việc ưu tiên thành phần ngoại tệ và các loại giấy tờ có giá trong DTNH Việt Nam là điều nên tiếp tục chú ý. Đây là cơ sở tác giả đưa ra các khuyến nghị chính sách hàng vụ tiếp tục mua ngoại tệ từ thị trường để hỗ trợ Việt Nam cần tiếp tục gia tăng DTNH trong thời gian tới.

4.2. KẾT QUẢ PHÂN TÍCH PHÁP ĐO LƯỜNG THEO KINH NGHIỆM

4.2.1. Các phương pháp truyền thống

4.2.1.1. Phương pháp dựa vào doanh số hàng hóa

Nếu tính theo tháng hàng hóa, DTNHTT của Việt Nam thể hiện như Biểu 4.2. và để so sánh với mức tiêu chuẩn thì theo kinh nghiệm là 3 tháng hàng hóa.



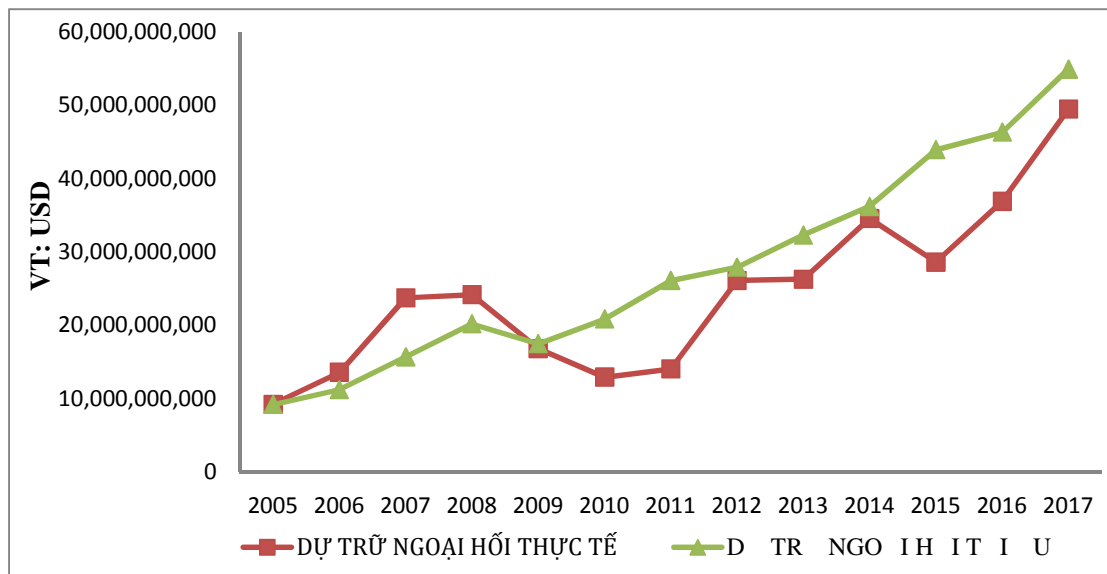
Biểu 4.2. DTNHTT theo tháng hàng hóa của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán

Theo Biểu 4.2, nếu so sánh với mức tiêu chuẩn là 3 tháng hàng hóa, chỉ có giai đoạn 2005 – 2008 là đáp ứng yêu cầu, vượt mức tiêu chuẩn. Còn từ sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008, giai đoạn 2009 – 2017, DTNHTT của Việt Nam luôn nằm dưới mức tiêu chuẩn 3 tháng hàng hóa, thậm chí là năm 2011, mức DTNHTT chỉ 1.61 tháng hàng hóa, thấp hơn mức tiêu chuẩn.

Mức dù t c t ng c a DTNH Vi t Nam trong giai o n 2010 – 2017 khá m nh, t 18.69% trung bình m i n m nh ng DTNH v n không t c t l chu n là 3 tháng nh p kh u. ó là do m c t ng trung bình m i n m c a nh p kh u trong giai o n 2010 – 2017 c ng t m c 15.5%, không thua kém bao nhiêu so v i m c t ng c a DTNH. Vì kh i i m nh ng n m 2010 – 2011, t l gi a DTNH và doanh s nh p kh u trung bình theo tháng quá th p nên m c dù DTNH gia t ng m nh ã làm t l này có t ng lên trong nh ng n m g n ây nh ng v n không theo k p m c tiêu chu n 3 tháng nh p kh u. u i k p m c tiêu chu n ph i c n m t kho ng th i gian n a v i i u ki n t c t ng c a DTNH ph i l n h n c a nh p kh u nh hi n t i. Còn n u không, kho ng cách so v i m c tiêu chu n 3 tháng nh p kh u s ngày càng xa.

Bi u 4.3. sau ây cho th y rõ h n s chênh l ch gi a m c DTNH TT và m c DTNH TU theo doanh s nh p kh u c a Vi t Nam. Trong ó, m c DTNH TU c c l ng là 3 l n doanh s nh p kh u trung bình theo tháng c a m i n m trong giai o n 2005 – 2017 (Ph l c 1.3).



Bi u 4.3. DTNH th c t và t i u theo doanh s nh p kh u c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017

Ngu n : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác gi tính toán

Trong giai o n 2005 – 2008, DTNH TT c a Vi t Nam v t m c DTNH TU. ây là giai o n mà n n kinh t Vi t Nam phát tri n m nh, c bi t là sau khi h i nh p sâu

h n v i th gi i b ng vi c gia nh p WTO n m 2007. Th tr ng ch ng khoán Vi t Nam c ng phát tri n m nh m v i ch s VN Index t ng r t cao, thu hút m nh các nhà u t n c ngoài. i u này ã giúp cho l ng cung ngo i t trên th tr ng ngo i h i Vi t Nam tr nên d i dào và là c h i t t gia t ng DTNH cho Vi t Nam. C th , t m c d tr th c t ch x p x m c d tr t i u vào n m 2005, DTNHTT c a Vi t Nam ã v t trên 8 t USD so v i m c t i u vào n m 2007.

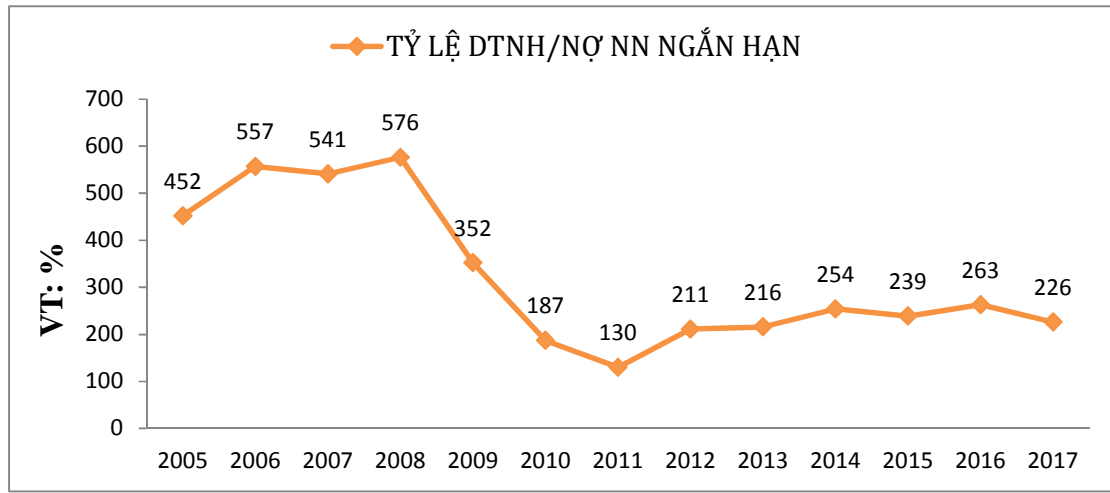
Nh ng k t sau cu c kh ng ho ng 2008, giai o n 2009 – 2011, vì kinh t v mô và t giá bi n ng b t n nên Vi t Nam ph i s d ng qu DTNH bình n th tr ng ngo i h i, làm cho DTNH gi m m nh và b t t xa so v i m c t i u, nh i m là n m 2011, m c d tr th c t th p h n so v i m c yêu c u t i u là 12 t USD. Sau ó, giai o n 2012 – 2017, DTNH Vi t Nam t ng tr l i nh ng v n không u i k p m c t ng c a nh p kh u nên v n ch a t c m c yêu c u t i u đ a theo nh p kh u. Riêng trong n m 2015, nh p kh u t ng m nh so v i n m 2014, lên n 21.38%, làm cho nhu c u ngo i t t ng cao và t giá t ng m nh. Vì th , NHNN ph i bán USD t qu DTNH h nhi t t giá, làm cho DTNH n m 2015 gi m i m t l ng áng k , g n 6 t USD so v i n m 2014. i u này ã làm cho m c DTNHTT n m 2015 th p h n m c t i u là h n 15 t USD. Trong su t giai o n 2010 – 2017 mà m c d tr th c t không t so v i m c yêu c u t i u, ây là m c chênh l ch cao nh t. Tuy nhiên, trong hai n m ti p theo 2016 và 2017, m c chênh l ch này ã thu h p tr l i do DTNH có t c t ng m nh h n nhi u so v i t c t ng c a nh p kh u.

4.2.1.2. Ph ng pháp đ a vào n n c ngoài ng n h n

N u so sánh v i n n c ngoài ng n h n, DTNHTT c a Vi t Nam c th hi n thành t l DTNH/ n m c ngoài ng n h n trong Bi u 4.4.

Trong giai o n 2005 – 2008, giai o n mà kinh t Vi t Nam phát tri n th nh v ng v i l ng cung ngo i t d i dào trên th tr ng ngo i h i, t l DTNHTT c a Vi t Nam so v i n n c ngoài ng n h n là r t cao, t trên 400% mà nh i m là n m 2008 v i 576%. Sau ó, giai o n 2009 – 2011, n n kinh t b t n v i t giá bi n ng m nh ã làm s t gi m DTNH, khi n cho t l DTNH so v i n n c ngoài ng n h n đ v n v t m c t i u là 100% nh ng c ng b gi m m nh theo v i m c gi m th p nh t là 130% vào n m 2011. Ti p theo, trong giai o n n n kinh t b t

u ph c h i tr l i là 2012 – 2017, t l DTNH so v i n n c ngoài ng n h n luôn n m x p x trong m c 210% - 260%.



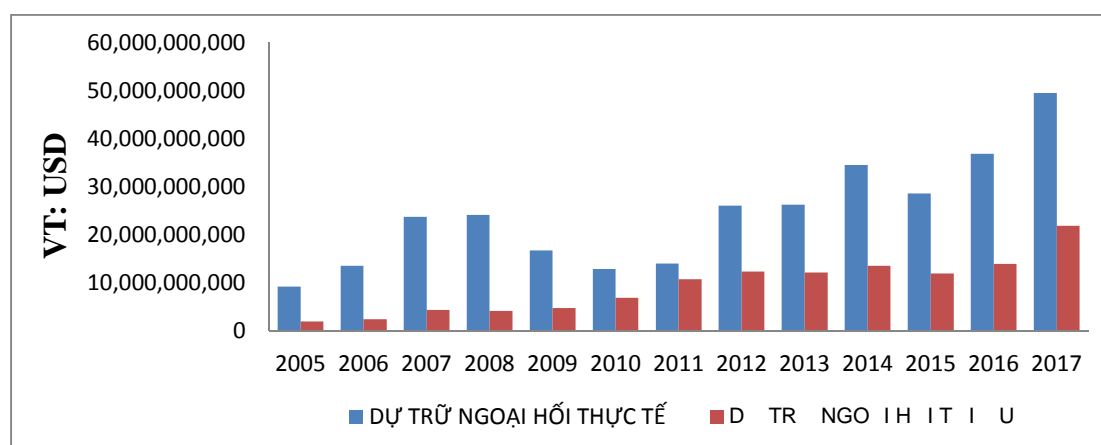
Bi u 4.4. T l DTNHTT và n n c ngoài ng n h n c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017

Ngu n : IFS, World Bank (2018) và tác gi tính toán

Nhìn chung, t l DTNHTT so v i n n c ngoài ng n h n trong su t giai o n 2005 – 2017 luôn t trên m c tiêu chu n d tr t i u đ a theo n n c ngoài ng n h n là 100%. i u này t c là do n n c ngoài ng n h n c a Vi t Nam còn r t th p nên DTNH hoàn toàn có kh n ng tài tr 100% cho ph n n này.

i v i Vi t Nam, n n c ngoài ng n h n ch y u n t các kho n n n c ngoài trung dài h n nh ng ã g n th i i m áo h n (t l n m tr xu ng) nên chuy n sang n n c ngoài ng n h n và các kho n n do Chính ph b o lãnh cho các doanh nghi p, t ch c tài chính, t ch c tín d ng khi các t ch c này vay n c ngoài ng n h n. Hi n t i, các kho n n này còn ít nh ng trong t ng lai, các kho n n trung dài h n n h n tr chuy n thành n ng n h n s nhi u đ n lên và n u Vi t Nam khó vay n m i tài tr cho các kho n n áo h n thì c n l u ý là DTNH ph i m b o tài tr c cho các kho n n ng n h n này.

M c DTNHTU c a Vi t Nam c c l ng đ a theo tiêu chu n 100% n n c ngoài ng n h n c a Vi t Nam theo n m trong su t giai o n 2005 – 2017 (tham kh o Ph l c 1.4). đ d ãng so sánh và nhìn rõ h n m c DTNHTT v i m c DTNHTU, có th theo dõi Bi u 4.5.



Biểu đồ 4.5. DTNHTT thực tế và dự trữ theo nòng ngoài ngân hàng của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: IFS, World Bank (2018) và tác giả tính toán

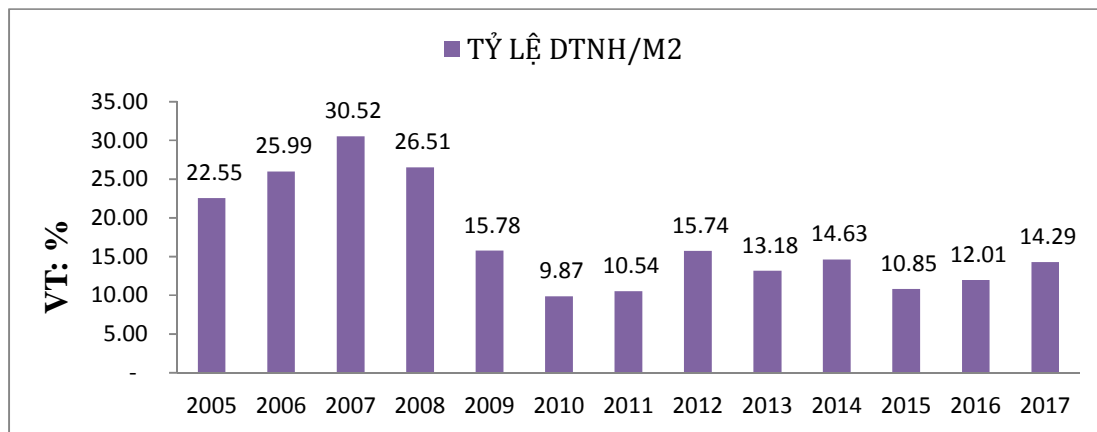
Theo Biểu đồ 4.5, DTNHTT của Việt Nam luôn vượt hơn mức DTNHTU tính theo nòng ngoài ngân hàng trong suốt giai đoạn 2005 – 2017. Trong đó, mức dự trữ thực tế so với dự trữ tính theo nòng ngoài ngân hàng là 3.2 tỷ USD vào năm 2011 (giai đoạn khó khăn của nền kinh tế Việt Nam và DTNH sạt giảm mạnh) và cao nhất là 27.5 tỷ USD vào năm 2017 – năm mà DTNH Việt Nam tạm ngừng hoạt động. Mặc dù năm 2017 có mức chênh lệch giá trị tuyệt đối là lớn nhất nhưng xét theo tỉ lệ giữa DTNHTT và nòng ngoài ngân hàng thì chỉ tăng 226%, thấp hơn so với các năm gần đây 2014 – 2016. Đó là do trong năm 2017, tổng nợ của DTNH mặc dù khá cao, tăng 34.12% nhưng vốn không đủ để bù đắp cho tổng nợ của nòng ngoài ngân hàng là 56.34%. Tóm lại, trong giai đoạn 2005 – 2017, tổng nợ trung bình hàng năm của nòng ngoài ngân hàng là 24.65%, cao hơn tổng nợ trung bình của DTNH là 20.25%. Điều này cho thấy mức độ chênh lệch giữa DTNHTT và dự trữ thực tế dựa theo nòng ngoài ngân hàng không chỉ đáng kể mà còn tăng nhanh và bất ổn có xu hướng tăng mạnh hơn nữa, làm cho khả năng thanh toán của DTNHTU dựa theo nòng ngoài ngân hàng ngày càng trở nên bất ổn.

Tóm lại, nếu dựa theo phương pháp đo lường mức DTNHTU trên cơ sở nòng ngoài ngân hàng, điều này hoàn toàn không đáng lo ngại cho Việt Nam vì mức DTNHTT luôn vượt cao hơn mức dự trữ trong suốt giai đoạn 2005 - 2017. Nói cách

khác là d tr th c t luôn m b o c thanh kho n, kh n ng tài tr n n c ngoài ng n h n trong n m. Tuy nhiên, Vi t Nam c ng không th ch quan vì n n c ngoài ng n h n b t u có xu h ng t ng nhanh g n ây và s còn t ng nhanh h n trong các n m t i do n trung, dài h n c a Vi t Nam r t l n và th i gian áo h n c a nhi u kho n n cùng lúc n g n h n. Các kho n n này s chuy n sang n ng n h n nên làm n n c ngoài ng n h n gia t ng r t m nh, gây bi n ng l n cho tài kho n tài chính và òi h i DTNH c n t ng m nh theo kh n ng tài tr .

4.2.1.3. Ph ng pháp d a vào cung t i n r ng M2

Tr c tiên, DTNHTT c a Vi t Nam c so sánh v i cung t i n r ng M2 và t l DTNH/M2 c th hi n trong Bi u 4.6.



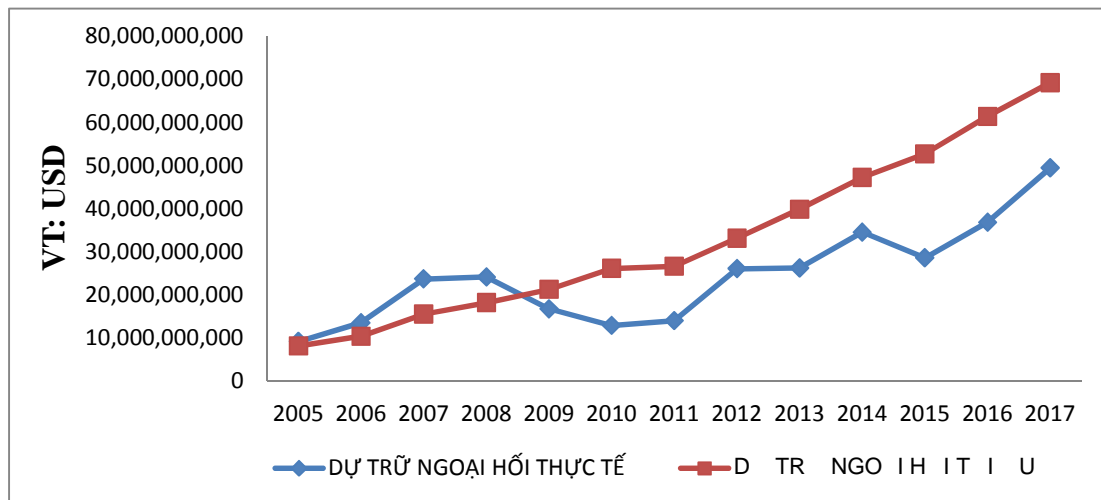
Bi u 4.6. T l DTNHTT và M2 c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017

Ng u n : IFS, CEIC Data (2018) và tác gi tính toán

Bi u 4.6 cho th y k t qu c ng t ng t nh ph ng pháp d a vào doanh s nh p kh u. Trong giai o n n n kinh t Vi t Nam phát tri n m nh 2005 – 2008, t l gi a DTNH và cung t i n r ng M2 luôn v t m c tiêu chu n 20%, cao nh t là n m 2007 v i t l 30.52%. Nh ng t sau cu c kh ng ho ng 2008, trong su t giai o n 2009 – 2017, t l này không t c m c tiêu chu n t i u là 20%, ch n m trong kho ng 10% - 16% mà thôi. Trong ó, m c t l th p nh t c ng r i vào giai o n khó kh n c a n n kinh t Vi t Nam, là n m 2010 v i t l ch t 9.87%. Trong ba n m g n ây 2015 – 2017, t l này có xu h ng t ng lên tr l i và n m 2017 t 14.29%. S d giai o n 2010 - 2017, t l v n còn th p và ch a t m c tiêu chu n là do m c dù t c t ng c a DTNH giai o n này khá m nh, t 18.69%

những tác động của cung tiền rộng M2 trong giai đoạn này cũng không kém, mức 16.10% và xếp vị trí đứng đầu của DTNH. Điều này làm cho DTNH gia tăng bất phá trong giai đoạn này nhưng vẫn không thể chạm mức tiêu chuẩn 20% khi so sánh với cung tiền rộng M2.

Mức DTNHTU của Việt Nam cũng cần đạt theo tiêu chuẩn tối thiểu là 20% cung tiền rộng M2 của Việt Nam theo năm trong suốt giai đoạn 2005 – 2017 (tham khảo Phụ lục 1.5). Biểu đồ 4.7 cho thấy rõ hơn nữa khi trực tiếp so sánh mức DTNHTT của Việt Nam với mức DTNHTU tính theo cung tiền rộng M2.



Biểu đồ 4.7. DTNHTT thực tế và dự trữ ngoại hối thực tế theo cung tiền rộng M2 của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: IFS, CEIC Data (2018) và tác giả tính toán

Theo Biểu đồ 4.7, giai đoạn 2005 – 2008, mức DTNHTT vượt mức tối thiểu và mức vượt lớn nhất là trên 8 tỷ USD vào năm 2007. Giai đoạn 2009 – 2017 sau cú sốc khủng hoảng 2008, DTNHTT luôn thấp hơn mức tối thiểu. Trong đó, năm 2012 là năm nền kinh tế Việt Nam bắt đầu phục hồi với sự chỉ đạo của Chính phủ là khuyến khích tăng trưởng kinh tế, lãi suất và mở rộng tăng trưởng tín dụng. Vì thế, cung tiền M2 tăng mạnh, lên đến 24.45%. Những căng thẳng trong năm này, DTNH đã gia tăng rất nhanh, đạt mức 85.92% với giá trị tuyệt đối là trên 26 tỷ USD. Mức tăng nhanh của DTNH trong năm này đã kéo gần khoảng chênh lệch giữa dự trữ thực tế và mức tối thiểu, làm cho dự trữ thực tế chỉ thấp hơn mức tối thiểu 7.9 tỷ USD. Tuy nhiên, trong hai năm 2015 và 2016, mức chênh lệch này lại bị kéo giãn

ra, lên mức cao nhất trong các giai đoạn 2009 – 2017. Đó là vì tỷ lệ tăng DTNH tính trung bình cho các năm này chỉ đạt 5.86%. Trong khi đó, Việt Nam vẫn đang thực hiện chính sách mở rộng tín dụng khuyến khích tăng trưởng kinh tế nên tỷ lệ tăng của cung tiền M2 tính trung bình cho hai năm này lên đến 14%. Điều này làm cho mức suất giảm của DTNHTT so với mức tín dụng lên kể cả trong hai năm này, đạt trên 24% USD. Tuy nhiên, năm 2017, nhu cầu tăng mức của DTNH là 34.12% trong khi M2 chỉ giảm một chút, chỉ 12.73% nên làm cho chênh lệch suất giảm của DTNHTT và tín dụng vẫn còn 19.79% USD.

Thực ra, dù DTNH của Việt Nam không đạt mức tín dụng theo cung tiền M2 nhưng Việt Nam cũng không nên quá lo ngại vì mức dự trữ tiền theo M2 nhằm mục đích phòng ngừa cho dòng vốn trong nước tháo chạy ra nước ngoài. Trong khi đó, Việt Nam có chính sách kiểm soát chặt chẽ vốn chuyển đi tài sản nước ngoài thành ngoại tệ và chuyển tài sản ngoại tệ ra nước ngoài. Do đó, việc dòng vốn trong nước có thể tháo chạy ra nước ngoài và quy mô lớn cùng một lúc là khó xảy ra.

Tóm lại, qua ba cách thức truy nguyên tính toán DTNHTU trong phương pháp phân loại theo kinh nghiệm, về giai đoạn 2005 – 2008, DTNHTT của Việt Nam luôn cao hơn DTNHTU tính theo cả ba cách thức. Tuy nhiên, trong giai đoạn 2009 – 2017, về hình thức cụ thể kinh doanh tài chính toàn cầu 2008, mức dự trữ thực của Việt Nam đã không còn đạt mức tín dụng về các cách thức dựa vào nhu cầu và cung tiền riêng M2. Riêng về các cách thức dựa vào nước ngoài nên nhìn, mức DTNHTT vẫn cao hơn mức tín dụng trong giai đoạn 2009 – 2017. Nhìn trong tương lai, khoản này có khả năng giảm mạnh do các khoản nước ngoài trung, dài hạn chuyển sang ngắn hạn khi thị trường áo hân dần.

4.2.2. Phương pháp ARA EM của IMF

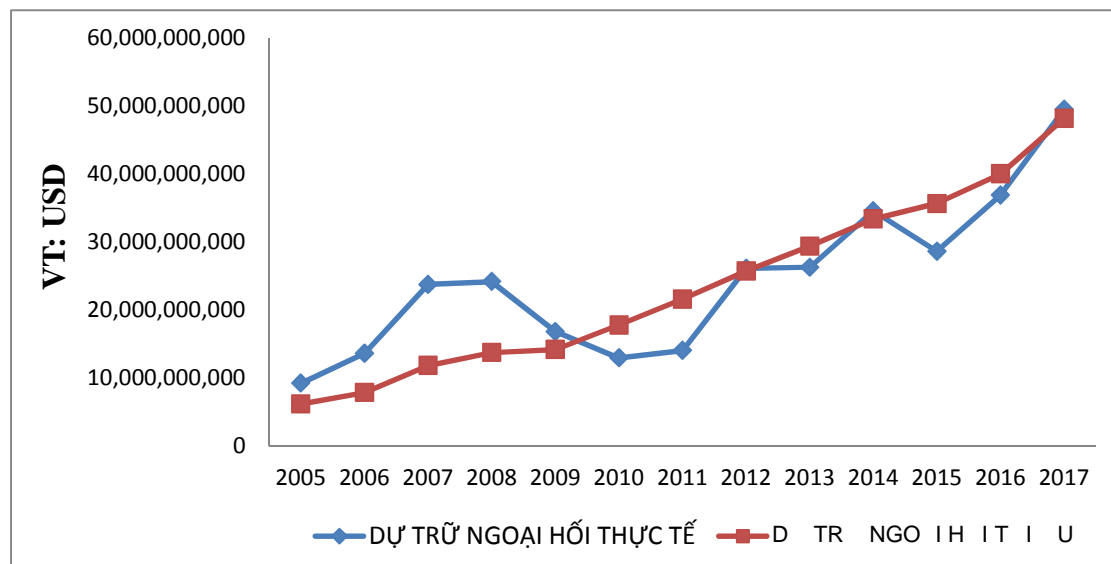
4.2.2.1. Kết quả thực nghiệm phương pháp ARA EM cho Việt Nam

Như đã phân tích trong mục 3.1.3 của chương 3, khi áp dụng phương pháp ARA EM, mô hình ước lượng DTNHTU cho Việt Nam có thể hiện:

$$R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

Về các dữ liệu ước thu thập theo năm của nước ngoài ngắn hạn (STED), nước ngoài khác thì hiện bản gốc vốn đầu tư gián tiếp (OPL), cung tiền riêng (M2) và

doanh s ̣ xu t kh u (X), m c DTNHTU theo n m c c l ̣ ng (tham kh o Ph l c 1.6). T ́ ó, m c DTNHTT c so s ̣ nh v i DTNHTU th ́ ng qua Bi u 4.8.



Bi u 4.8. DTNH th c t và t i u theo ph ̣ ng pháp ARA EM c a Vi t Nam giai o n 2005 – 2017

Ngu n : IFS, World Bank, CEIC Data, Bloomberg (2018) và tác gi ̣ tính toán

Nhìn vào Bi u 4.8, d ̣ dàng nh ̣ n th y m c DTNHTU tính theo ph ̣ ng pháp ARA EM theo xu h ̣ ng i lên, ̣ t ng d n qua t ng n m t m c t i u vào n m 2005 là 6.1 t USD n m c t i u n m 2017 là 48.1 t USD. S d m c d tr t i u gia t ng qua t ng n m là b i theo ph ̣ ng pháp ARA EM, có n 4 y u t c l ̣ ng m c d tr t i u là n n c ngoài ng n h n, v n ̣ t gián ti p, cung t i n r ng M2 và doanh s ̣ xu t kh u. Các y u t này m c ù có xu h ̣ ng i lên nh ng v n có n m s t gi m so v i n m tr ̣ c. Tuy nhiên, n u y u t này s t gi m thì y u t khác s ̣ gia t ng. Vi c bù p cho nhau này giúp cho m c DTNHTU c c l ̣ ng t các y u t này v n gi ̣ v ng xu h ̣ ng i lên qua t ng n m.

C ng theo Bi u 4.8, trong giai o n 2005 – 2008, m c DTNHTT luôn cao h n m c t i u v i m c v t cao nh t là 11.9 t USD vào n m 2007. n n m 2009, vì b t ̣ u ch u nh h ̣ ng b i cu c kh ng ho ng 2008, DTNH s t gi m m nh nh ng v n còn cao h n m c t i u kho ng 2.6 t USD. T 2010 tr v sau, giai o n 2010 – 2017, DTNHTT nhìn chung n m d i m c t i u. Trong ó, m c s t gi m nhi u nh tr i vào n m 2011 – n m mà n n kinh t Vi t Nam v n còn trong giai o n khó

kh n - v i m c gi m so v i m c t i u là 7.5 t USD. M c s t gi m so v i m c t i u vào n m 2015 c ng r t cao, kho ng 7 t USD. ây là n m có di n bi n th tr ng ngo i h i b t n, t giá t ng cao nên NHNN ph i s d ng n qu DTNH bình n th tr ng, làm cho DTNH s t gi m nhi u. Th nh ng, trong giai o n này, vào các n m 2012, 2014 và 2017, m c DTNHTT x p x và nh nh h n m t chút so v i m c t i u, c th là v t m c t i u kho ng 0.37 t USD n m 2012, kho ng 1.1 t USD n m 2014 và 1.3 t USD n m 2017. Nh ng n m này u là nh ng n m n n kinh t Vi t Nam phát tri n t ng i n nh và DTNH trong các n m này u có t c t ng n t ng nh n m 2012 t ng 85.92%, n m 2014 t ng 31.53% và n m 2017 t ng 34.12%.

4.2.2.2. So sánh k t qu th c nghi m cho Vi t Nam theo ph ng pháp ARA EM và theo các ph ng pháp truy n th ng

Th nh t, k t qu thu c là t ng t nhau. Khi áp d ng ph ng pháp ARA EM c l ng m c DTNHTU cho Vi t Nam, k t qu thu c c ng t ng t nh áp d ng các ph ng pháp truy n th ng d a vào doanh s nh p kh u và d a vào cung t i n r ng M2. ó là giai o n tr c kh ng ho ng 2008, m c DTNHTT luôn v t m c t i u mà nh i m v t cao nh t là vào n m 2007. Còn giai o n sau kh ng ho ng 2008, m c DTNHTT th ng n m d i m c t i u.

Th hai, v i ph ng pháp ARA EM, m c chênh l ch s t gi m gi a d tr th c t và t i u là không l n. Khi áp d ng ph ng pháp ARA EM, m c s t gi m c a d tr th c t so v i m c t i u không b chênh l ch quá nhi u nh khi áp d ng các ph ng pháp truy n th ng d a vào nh p kh u và cung t i n M2. C th , m c chênh l ch s t gi m cao nh t theo ph ng pháp ARA EM ch kho ng 7.5 t USD, còn v i ph ng pháp d a vào nh p kh u, m c chênh l ch s t gi m cao nh t là 15.3 t USD và v i ph ng pháp d a vào cung t i n M2, m c chênh l ch s t gi m cao nh t lên n 24.5 t USD. Nói cách khác, trong giai o n sau kh ng ho ng 2008, khi áp d ng ph ng pháp ARA EM, m c dù nhìn chung d tr th c t n m d i m c t i u nh ng d tr th c t i sát v i m c t i u h n, không tr i s t th t th ng nh hai ph ng pháp truy n th ng d a vào nh p kh u và M2. i u này th hi n áp d ng ph ng pháp ARA EM o l ng m c DTNHTU cho k t qu áng t i n c y h n.

Thứ ba, phương pháp ARA EM ảnh hưởng phần lớn tới các yếu tố trong các phương pháp truyền thống tính mặt tích lũy. Khi áp dụng phương pháp ARA EM, IMF sẽ tính toán và đưa vào các yếu tố có thể gây bất ổn cho các cân thanh toán quốc tế và đòi hỏi tài trợ từ DTNH. Phương pháp ARA EM ảnh hưởng phần lớn tới các yếu tố của các phương pháp truyền thống như nợ nước ngoài ngắn hạn, cung tín dụng M2. Còn doanh số nhập khẩu của phương pháp truyền thống sẽ đi xuống qua yếu tố xuất khẩu trong phương pháp ARA EM vì các yếu tố này sẽ đi xuống do việc gây nên xáo trộn cán cân thương mại và tài khoản vãng lai. Nhu cầu nhập khẩu sẽ giảm do các cú sốc bên ngoài quốc gia như hạn chế làm cho khoản nợ tài trợ nhập khẩu sẽ giảm đi và đòi hỏi phải có sự hỗ trợ từ DTNH. Bên cạnh đó, phương pháp truyền thống chỉ tính đến yếu tố nợ nước ngoài ngắn hạn có thể gây nên sự biến động của tài khoản tài chính và cán số hỗ trợ từ DTNH. Còn trong phương pháp ARA EM, ngoài yếu tố nợ nước ngoài ngắn hạn, một khoản phi truyền thống khác là dòng tín dụng của vốn đầu tư gián tiếp cũng đưa vào tính toán vì dòng tín dụng này có thể vào quốc gia rất nhanh khi nền kinh tế quốc gia phát triển thịnh vượng và cũng có thể rút đi nhanh chóng khi có biến cố hay cú sốc bên ngoài quốc gia, gây biến động mạnh cho tài khoản tài chính và cán số tài trợ của DTNH. Trong xu hướng đầu tư quốc tế ngày càng phát triển mạnh mẽ, dòng vốn này chủ yếu chuyển giao các quốc gia càng nhanh hơn và là vốn không thể xem thường, phải có DTNH làm tấm đệm thanh khoản cho nó. Phương pháp ARA EM đưa thêm yếu tố này vào tính mặt tích lũy DTNHTU là rất hợp lý và đúng đắn.

Thứ tư, phương pháp ARA EM chú trọng vai trò của phòng ngừa, tài trợ tài khoản tài chính của DTNH. Khi áp dụng phương pháp ARA EM tính DTNHTU, các mặt tích tài trợ tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính sẽ đưa vào tính toán, cụ thể: tài trợ tài khoản vãng lai (yếu tố xuất khẩu), tài trợ tài khoản tài chính (nợ nước ngoài ngắn hạn, vốn đầu tư gián tiếp, M2 tài trợ cho dòng vốn trong nước tháo chôn ra nước ngoài). Tuy nhiên, trong phương pháp này, IMF rất chú trọng mặt tích tài trợ tài khoản tài chính của DTNH vì hai yếu tố gây tác động lớn đến sự biến động tài khoản tài chính, cán số hỗ trợ của DTNH là nợ nước ngoài ngắn hạn và vốn đầu tư gián tiếp. Vì vậy, điều này thể hiện trong công thức tính DTNHTU, hệ số của nợ nước ngoài ngắn hạn lên đến 30% và của nợ nước ngoài khác (vốn đầu tư

gián tiếp) là 20%. Điều này cũng phù hợp xu hướng giảm chi trả ngân sách nhà nước cho phòng ngừa các DTNH sau các cuộc khủng hoảng 1997 và 2008.

Tóm lại, so với các phương pháp truyền thống dựa vào mặt yếu của ngân sách DTNHTU, phương pháp ARA EM ưu việt hơn vì đã áp dụng các yếu tố trong các phương pháp truyền thống vào tính toán ngân sách DTNHTU. Với cách thức này, phương pháp ARA EM cũng đã đưa vào hai vai trò tiêu biểu của DTNH khi tính ngân sách đầu tư tức là tài trợ tài khoản vãng lai và tài trợ tài khoản tài chính trong đó, vai trò tài trợ tài khoản tài chính được cho là quan trọng hơn.

Tuy nhiên, dù áp dụng các phương pháp truyền thống hay phương pháp ARA EM của ngân sách DTNHTU của Việt Nam, kết quả cho thấy Việt Nam cần phải tiếp tục gia tăng DTNH nhưng không cần ý muốn để đầu tư. Chính thức, thời điểm gần nhất là 2017, DTNHTT của Việt Nam dù thấp hơn so với mức tiêu nên cần gia tăng DTNH là điều hiển nhiên trong các phương pháp dựa vào nhu cầu và cung tài trợ M2. Riêng với phương pháp dựa vào nhu cầu ngoài ngân sách nhà nước, thời điểm năm 2017, đầu tư thực tế vẫn vượt mức tiêu nhưng do trong giai đoạn nghiên cứu, nhu cầu ngoài ngân sách của Việt Nam không đáng kể nên DTNH không ngân tài trợ. Nhưng cũng trong năm 2017, nhu cầu ngoài ngân sách nhà nước đã có một bước tăng trưởng mạnh mẽ là 56.34% và trong tương lai sẽ tiếp tục gia tăng mạnh mẽ nên tiếp tục tăng DTNH là điều hợp lý nhưng không cần quá gấp gáp để nhanh DTNH. Còn theo phương pháp ARA EM, năm 2017, đầu tư thực tế vượt mức tiêu, chênh lệch không đáng kể. Tuy nhiên, vì mức tiêu theo phương pháp ARA EM sẽ tiếp tục tăng lên theo từng năm nên vẫn phải tiếp tục gia tăng DTNH trong các năm tiếp theo do đầu tư thực tế vẫn vượt mức tiêu nên không cần ý muốn nhanh tăng DTNH.

4.3. KẾT QUẢ CỦA PHƯƠNG PHÁP DỰA THEO CÁC YẾU TỐ NHƯ HỒNG VÀ ĐÓNG TRÊN NGOẠI HỒI

4.3.1. Tính toán các biến của mô hình thực nghiệm

4.3.1.1. Tính toán biến động của xu hướng

Đầu tiên, tác giả tính toán thay đổi của doanh thu xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước (nhằm loại bỏ tính mùa vụ) theo công thức $expch = (Y_t - Y_{t-4})/Y_{t-4}$ với $expch$

là t-1 thay vì c là doanh thu xu t kh u so v i cùng quý n m tr c, Y_t và Y_{t-4} là doanh s xu t kh u k t và k t-4. K t qu c th hi n trong Ph l c 2.2.1.

Ti p theo, tác gi ti n hành ki m nh chu i expch v a tính toán c có hi u ng ARCH hay không b ng cách h i quy chu i expch theo h s t do và th c hi n l nh ki m nh hi u ng ARCH n tr 8 c a sai s v i gi thi t H_0 là không có hi u ng ARCH (xem Ph l c 2.2.2). K t qu cho th y t tr l n tr 8, p-value luôn < 0.05 nên có c s bác b gi thi t H_0 m c ý ngh a 5% hay chu i expch có hi u ng ARCH.

V i chu i expch có hi u ng ARCH, tác gi l n l t th và tìm mô hình ARCH phù h p v i các h s có ý ngh a th ng kê và th a mãn các i u ki n mô hình ARCH. K t qu cho mô hình ARCH (2) phù hợp (xem Ph l c 2.2.3). Ph ng trình ph ng sai có i u ki n h_t c th hi n như sau:

$$\text{expch}_t = 0.2104465 + \varepsilon_t$$

[11.30]***

$$h_t = 0.0072387 + 0.5892158\varepsilon_{t-2}^2$$

[2.82]*** [2.53]**

*Các ký hi u *, **, *** t ng ng v i m c ý ngh a 10%, 5% và 1%.*

D a vào ph ng trình trên, h_t c tính d dàng và l y c n b c hai c a h_t tìm l ch chu n c a chu i expch, i di n cho bi n ng c a xu t kh u (ký hi u là expv). K t qu c a bi n s expv c th hi n trong Ph l c 2.2.1.

4.3.1.2. Tính toán bi n ng c a t giá

u tiên, tác gi l y logarit t nhiên c a giá tr t giá nh m làm giảm b t l n c a bi n ng t giá khi tính toán. Công th c th hi n là $\ln \text{exrate} = \ln(\text{t giá})$ v i $\ln \text{exrate}$ là ký hi u c a logarit t nhiên c a t giá. K t qu th hi n t i Ph l c 2.3.1.

Ti p theo, tác gi ti n hành ki m nh chu i $\ln \text{exrate}$ có hi u ng ARCH hay không v i cách làm t ng t nh tính bi n ng xu t kh u (xem Ph l c 2.3.2). K t qu ki m nh cho th y t tr l n tr 8, p-value luôn < 0.01 nên có c s bác b gi thi t H_0 m c ý ngh a 1% hay chu i $\ln \text{exrate}$ có hi u ng ARCH.

Mô hình ARCH phù hợp cho chuỗi lnexrate là mô hình ARCH (4) (xem Ph 1 c 2.3.3). Phương trình phương sai có điều kiện h_t được thể hiện như sau:

$$\begin{aligned} \lnexrate_t &= 9.9546 + \varepsilon_t \\ &\quad [928.48]^{***} \\ h_t &= 0.0006457 + 0.9780392\varepsilon_{t-4}^2 \\ &\quad [3.00]^{***} \quad [2.23]^{**} \end{aligned}$$

Các ký hiệu *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Dựa vào phương trình trên, tính các h_t và lý do cần biết hai của h_t tìm kiếm chuỗi của chuỗi lnexrate, đi đến cho biến ngẫu nhiên giá (ký hiệu là erv). Kết quả của biến số erv thể hiện trong Ph 1 c 2.3.1.

4.3.1.3. Tính các biến còn lại của mô hình thực nghiệm

Các biến số còn lại của mô hình thực nghiệm có thể tính dựa vào các công thức đã phân tích và nêu rõ trong Bảng 3.2. Như vậy, cùng với hai biến số biến ngẫu nhiên và biến ngẫu nhiên giá đã tính trên, bảng tính kết quả toàn bộ các biến số của mô hình thực nghiệm giai đoạn 2005 – 2017 thể hiện trong Ph 1 c 2.4.1.

4.3.2. Thống kê mô tả các biến

Dựa trên bảng tính các biến số của mô hình thực nghiệm như Ph 1 c 2.4.1 thể hiện, tác giả đã thống kê mô tả các biến số như trong Bảng 4.2 (xem thêm Ph 1 c 2.4.2).

Bảng 4.2. Bảng thống kê mô tả các biến của mô hình thực nghiệm

Các biến số	Giá trị trung bình	Chỉ số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Giá trị trung vị	S quan sát
lnres	23.79369	0.4727669	22.804	24.625	23.8615	52
lngdp	24.08675	0.5060362	23.063	25.025	24.1405	52
open	0.8548846	0.1485971	0.509	1.357	0.8315	52
expv	0.1247458	0.0480779	0.08519	0.33253	0.108215	52
fpi	0.3135192	0.1268529	0.025	0.636	0.3325	52
erv	0.1396169	0.1086581	0.02542	0.28956	0.090895	52
cost	0.1098596	0.0326684	0.0696	0.201	0.1113	52

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

i v i b i n s l n r e s i d i n c h o D T N H, giá trị trung bình trong giai đoạn 2005 – 2017 là 23.79369 tỷ đồng tương đương với 21.5 tỷ USD. Trong đó, giá trị nhàn rỗi là 22.804 tỷ đồng tương đương với 8 tỷ USD vào quý 2/2005 và giá trị nhàn rỗi là 24.625 tỷ đồng tương đương với 49,5 tỷ USD vào quý 4/2017. Chỉ số này cho thấy DTNH Việt Nam theo xu hướng tăng dần qua các năm trong giai đoạn 2005 – 2017 với số liệu thấp nhất vào đầu giai đoạn và số liệu cao nhất vào cuối giai đoạn. Chỉ số chu chuyển 0.47 chứng tỏ hiệu quả của DTNH trong suốt giai đoạn là không lớn.

i v i b i n l n g d p i d i n c h o q u y m o n n k i n h t, giá trị trung bình là 24.08675 tỷ đồng tương đương với 28.9 tỷ USD, giá trị nhàn rỗi là 23.063 tỷ đồng tương đương với 10.3 tỷ USD vào đầu giai đoạn nghiên cứu là quý 1/2005 và giá trị nhàn rỗi là 25.025 tỷ đồng tương đương với 73.8 tỷ USD vào quý 4/2017, cuối giai đoạn nghiên cứu. Chỉ số này cho thấy GDP công theo xu hướng tăng dần qua các năm, tương đương với DTNH. Chỉ số chu chuyển khá thấp là 0.50 cho thấy hiệu quả của GDP công không cao.

i v i b i n o p e n i d i n c h o m t h n g m i c o b n g t l n h p k h u / G D P, giá trị trung bình là 0.8548846 và giá trị trung bình là 0.8315. Chỉ số này cho thấy trong suốt giai đoạn 2005 – 2017, mức thâm hụt của Việt Nam là khá cao với giá trị nhàn rỗi âm quý gần tương đương với GDP công âm quý. Ngược lại, giá trị trung bình gần bằng với giá trị trung bình chứng tỏ phân tán các địa phương không lớn, không có chênh lệch giá trị đáng kể. Giá trị nhàn rỗi là 1.357 tỷ đồng vào quý 1/2008 là thời điểm nền kinh tế tăng trưởng cao trước khi rơi vào khủng hoảng sau đó. Lúc này, giá trị nhàn rỗi tương đương với cùng kỳ năm 2007. Giá trị nhàn rỗi là 0.509 tỷ đồng vào quý 4/2012, giai đoạn mà nền kinh tế Việt Nam bắt đầu phục hồi sau khi chịu ảnh hưởng của khủng hoảng 2008. GDP công vào quý 4/2012 tương đương với năm, gấp 1,5 lần so với cùng kỳ năm trước đã làm cho tổng nhàn rỗi/GDP giảm mạnh.

i v i b i n e x p v i d i n c h o b i n n g x u t k h u, chứng chỉ này là chỉ số của tỷ lệ thay thế xuất khẩu so với cùng kỳ năm trước, giá trị trung bình của chỉ số (chỉ số bình quân) là không lớn, chỉ 0.1247458. Giá trị nhàn rỗi là 0.08519 tỷ đồng vào quý 4/2005. Trong giai đoạn này, nền kinh tế Việt Nam chịu ảnh hưởng sâu và chưa tham gia vào WTO nên xuất khẩu qua các năm chậm tăng mạnh, mức bình quân xuất khẩu còn thấp. Giá trị nhàn rỗi là 0.33253 tỷ đồng vào quý 1/2010 với số liệu giảm mạnh của xuất khẩu so với các năm trước do đây là giai đoạn biến động

n ng n nh t t tác ng c a cu c kh ng ho ng 2008. Chính vì th , m c bi n ng xu t kh u trong giai o n 2009 - 2010 là r t cao.

i v i bi n fpi i di n cho m tài chính, o b ng t l v n u t gián ti p/GDP, giá tr trung bình là 0.3135192 cho th y m tài chính c a Vi t Nam là không l n thông qua giá tr v n u t gián ti p ch a áng k so v i GDP. Tuy nhiên, l ch chu n t 0.1268529 th hi n m c bi n ng c a v n u t gián ti p là khá cao. Giá tr nh nh t là 0.025 vào quý 02/2005 v i lý do th i i m này, th tr ng ch ng khoán Vi t Nam b t u thu hút nhà u t n c ngoài nh ng ch a nhi u nên v n u t gián ti p ch a áng k . n th i i m bùng n c a th tr ng ch ng khoán Vi t Nam là u 2007 – u 2008, nh i m là vào quý 1/2008, v n u t gián ti p vào Vi t Nam t ng r t m nh và gi m xu ng trong các quý sau ó trong khi GDP ch a t ng nhi u. Chính vì th , giá tr l n nh t là 0.636 thu c v quý 1/2008. ây là m t giá tr t bi n c a chu i d li u fpi.

i v i bi n erv i di n cho m c bi n ng c a t giá hay tính linh ng c a t giá, giá tr trung bình c a m c bi n ng t giá (tính theo logarit t giá) là 0.1396169 trong khi l ch chu n là 0.1086581 cho th y m c bi n ng m nh c a t giá. Giá tr trung v là 0.090895 có l ch khá cao so v i giá tr trung bình ch ng t phân tán c a m c bi n ng t giá là khá l n. i u này th hi n r ng gi a giá tr l n nh t và nh nh t là khá l n v i giá tr l n nh t là 0.28956, g p h n 10 l n so v i giá tr nh nh t là 0.02542.

i v i bi n cost i di n cho chí phí c h i, tính b ng lãi su t cho vay VND, giá tr trung bình là 0.1098596 hay lãi su t cho vay VND trung bình g n 11% trong su t giai o n 2005 – 2017. l ch chu n là 0.0326684 cho th y bi n ng c a lãi su t cho vay VND hay chí phí c h i trong giai o n này là không l n. Giá tr nh nh t là 0.0696 r i vào giai o n gi a 2015 n gi a 2017 khi n n kinh t Vi t Nam có s t ng tr ng t t v i l m phát c duy trì m c th p. ây là i u ki n t t chính ph Vi t Nam duy trì chính sách khuy n khích t ng tr ng kinh t b ng cách gi lãi su t th p m c 6.96% trong su t giai o n gi a 2015 – gi a 2017. Giá tr l n nh t là 0.201 r i vào quý 03/2008. D i tác ng bùng n c a cu c kh ng ho ng 2008 nên vào th i i m này, lu ng v n rút kh i Vi t Nam gia t ng m nh m khi n VND m t giá nhi u. duy trì giá tr VND, chính ph Vi t Nam ph i t ng

m nh lãi su t VND và lãi su t cho vay VND t m c cao ng t ng ng là 20.10% vào quý 3/2008.

4.3.3. Ki m nh tính đ ng c a các bi n

Ki m nh tính đ ng c a t ng bi n s , u tiên, tác gi i tìm tr t i u trong chu i đ li u c a m i bi n s . Cách tìm tr t i u là h i quy t ng bi n s theo các tr t ng đ n c a chính bi n s ó và so sánh tiêu chu n thông tin AIC trong các ph ng trình h i quy. Ph ng trình h i quy bi n tr nào có AIC nh nh t thì tr ó chính là tr t i u c a bi n s . Ti p ó, tác gi s đ ng ki m nh ADF t i tr t i u này l n l t cho ba đ ng ph ng trình c a chu i đ li u nh ã nêu trong ch ng 3 l a ch n ki m nh tính đ ng c a bi n s v i ph ng trình phù h p nh t. N u gi thuy t H_0 b bác b các m c ý ngh a 1%, 5% và 10%, bi n s là chu i đ ng và ng c l i (Xem Ph l c 2.5)

Ki m nh tính đ ng các bi n b ng ph ng pháp ADF c tóm t t trong B ng 4.3.

B ng 4.3. K t qu ki m nh tính đ ng các bi n b ng ADF

Các bi n s	AIC nh nh t	tr t i u	Giá tr Z(t) khi ki m nh ADF	Chu i đ ng t i b c
lnres	-75.87053	1	-1.508	I(0)*
lngdp	-89.05960	4	-1.609	I(0)*
open	-67.87717	5	-2.208	I(0)**
expv	-184.5335	1	-2.627	I(0)***
fpi	-135.8176	5	-3.389	I(0)***
erv	-283.9034	1	-1.400	I(0)*
cost	-283.1703	3	-1.547	I(0)*

Ngu n: Tác gi t ng h p t k t qu ph n m m Stata 13.0

*Các ký hi u *, **, *** t ng ng v i m c ý ngh a 10%, 5% và 1%.*

T t c các bi n nói trên u là chu i đ ng hay đ ng b c I(0) khi th c hi n ki m nh ADF cho đ ng ph ng trình c a chu i đ li u là đ ng b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift). Vì c bi n ph thu c và các bi n c l p u là chu i đ ng I(0) nên hoàn toàn có th th c hi n h i quy OLS tìm ph ng trình h i quy phù h p và ti n hành đ báo cho dài h n.

Như vậy, mô hình thực nghiệm thực nghiệm quy OLS có thể viết như sau:

$$\ln \text{res}_t = \beta_1 + \beta_2 \ln \text{gdp}_t + \beta_3 \text{open}_t + \beta_4 \text{expv}_t + \beta_5 \text{fpi}_t + \beta_6 \text{erv}_t + \beta_7 \text{cost}_t + u_t \quad (4.1)$$

4.3.4. Hồi quy OLS cho mô hình thực nghiệm

Khi thực nghiệm hồi quy OLS cho phương trình hồi quy (4.1) (xem Phần 2.6.1), tác giả thu được kết quả như sau theo Bảng 4.4.

Bảng 4.4. Kết quả hồi quy OLS cho mô hình thực nghiệm

	Các biến độc lập						
	Hsct	lngdp	open	expv	fpi	erv	cost
Hồi quy	3.658205 [1.39]	0.8249641 [7.99]***	0.364676 [1.59]	-1.704014 [-3.19]***	1.595866 [5.21]***	1.836711 [3.98]***	-5.381188 [-5.5]***
$R^2 = 0.8858$							
R^2 hiệu chỉnh = 0.8705							
Prob (F-Statistic) = 0.0000 (giá trị F = 58.16)							

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

*Các ký hiệu *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Bảng 4.4 cho thấy hệ số hồi quy của biến open không có ý nghĩa thống kê nên biến open bị loại khỏi mô hình. Số biến open không có ý nghĩa thống kê trong mô hình thực nghiệm tại Việt Nam là do biến này có tính biến động nhỏ/GDP mà tại Việt Nam, nhu cầu ngoại tệ cho nhập khẩu hàng hóa và các tài trợ xuất khẩu, tín dụng ngoài thông qua tài trợ ngoại tệ và các dòng vốn từ nước ngoài chảy vào quốc gia nên trong quá trình nhập khẩu, giá trị nhập khẩu không gây quá nhiều áp lực lên DTNH dù tại Việt Nam thống nhập siêu. Các biến nhập siêu biến động khi nhập siêu quá lớn và nền kinh tế lâm vào khó khăn thì qua DTNH Việt Nam mới có sự điều chỉnh tài trợ cho nhập khẩu. Kết luận của bài nghiên cứu này, khi xuất khẩu pháp tính mức DTNHTU theo phương pháp ARA EM, IMF (2016) có thể cho rằng nhập khẩu không phải là yếu tố ảnh hưởng và làm cản trở

DTNH nên trong công thức tính dự trữ tài u mà IMF đưa ra không có yếu tố nhập khẩu. Như vậy, mô hình thực nghiệm có thể hình thành như sau:

$$\ln res_t = \beta_1 + \beta_2 \ln gdp_t + \beta_3 expv_t + \beta_4 fpi_t + \beta_5 erv_t + \beta_6 cost_t + u_t \quad (4.2)$$

Tác giả tiếp tục thực hiện hồi quy OLS cho phương trình hồi quy (4.2) (xem Phụ lục 2.6.2), kết quả thu được thể hiện trong Bảng 4.5 sau đây.

Bảng 4.5. Kết quả hồi quy OLS cho mô hình thực nghiệm (loại bỏ biến open)

	Các biến độc lập					
	H s c t	lngdp	expv	fpi	erv	cost
H s h i quy	4.985764 [1.97]*	0.7826921 [7.72]***	-1.822864 [-3.39]***	1.930064 [8.53]***	1.777098 [3.80]***	-6.102439 [-6.94]***
$R^2 = 0.8794$						
R^2 hiệu chỉnh = 0.8663						
Prob (F-Statistic) = 0.0000 (giá trị F = 67.08)						

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

*Các ký hiệu *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Bảng 4.5 cho thấy các hệ số hồi quy của các biến độc lập và các hằng số của phương trình (4.2) đều có ý nghĩa thống kê. Như thế, dù các hệ số hồi quy không đúng với lý thuyết về ký hiệu của các biến ã phân tích trong chương 3 và thể hiện trong Bảng 3.2. Thêm vào đó, R^2 của phương trình hồi quy cũng khá cao, đạt 87.94% chứng tỏ mô hình thực nghiệm là phù hợp với Việt Nam.

Như vậy, sau khi thực hiện OLS tìm các hệ số hồi quy, phương trình (4.2) có thể hình thành như sau:

$$\ln res_t = 4.985764 + 0.7826921 * \ln gdp_t - 1.822864 * expv_t + 1.930064 * fpi_t + 1.777098 * erv_t - 6.102439 * cost_t \quad (4.3)$$

4.3.5. Kiểm định các khuyết tật của mô hình

Như đã thảo luận trong mục 3.2.3, giá trị của hệ số hồi quy OLS cho phương trình tuyến tính là tổng thể nghĩa là có tính vững và hiệu quả, mô hình cần kiểm tra không có ba khuyết tật là autocorrelation, phương sai thay đổi và tương quan.

4.3.5.1. Kiểm định tính autocorrelation

Tác giả sử dụng phương pháp nhân tự tương quan để phát hiện sai lệch VIF nhằm kiểm định tính autocorrelation của mô hình hồi quy các biến độc lập khác của phương trình (4.3) (xem Phần 2.7.1). Kết quả thể hiện trong Bảng 4.6.

Bảng 4.6. Kết quả tính VIF của các biến độc lập

Các biến số	Giá trị VIF
lngdp	4.49
expv	4.40
fpi	1.41
erv	1.41
cost	1.14
VIF trung bình	2.57

Nguồn: Tác giả tính dựa trên kết quả phân tích bằng Stata 13.0

Các giá trị VIF của các biến độc lập và giá trị VIF trung bình đều nằm trong khoảng $1 < \text{VIF} < 10$ nên hiện tượng autocorrelation của mô hình là không nghiêm trọng và có thể bỏ qua.

4.3.5.2. Kiểm định tính đồng phương sai thay đổi

Bảng phương pháp kiểm định Breusch-Pagan để giả thuyết H_0 là không có hiện tượng đồng phương sai thay đổi (xem Phần 2.7.2), tác giả thu được kết quả là chỉ bình phương có giá trị là 0.91 và $p\text{-value} = 0.3389 > 0.1$ nên có thể chấp nhận giả thuyết H_0 hay nói cách khác là mô hình không có hiện tượng đồng phương sai thay đổi.

4.3.5.3. Kiểm định tính tự tương quan

Tác giả sử dụng phương pháp Breusch-Godfrey để kiểm tra hiện tượng tự tương quan chuỗi khác nhau để giả thuyết H_0 là không có hiện tượng tự tương quan (xem Phần 2.7.3) và thu được kết quả như Bảng 4.7.

Bảng 4.7 cho thấy mô hình có hiện tượng tự tương quan trễ 1 cho đến trễ 11 mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% vì các $p\text{-value}$ cho đến trễ 11 đều nhỏ hơn 0.1 nên có cơ sở bác bỏ giả thuyết H_0 (không có hiện tượng tự tương quan). Đến trễ 12, $p\text{-value}$ là $0.1149 > 0.1$ nên chấp nhận giả thuyết H_0 hay mô hình không còn

hiện tượng tương quan. Như vậy, mô hình có tương quan trong dài hạn và nhân quả tự nhiên thì không còn tương quan nữa. Điều này chứng tỏ tương quan trong mô hình là không quá nghiêm trọng.

Bảng 4.7. Kiểm định hiện tượng tương quan của mô hình

trục sai số	Giá trị chi bình phương	P-Value
1	10.100	0.0015
2	10.939	0.0042
3	10.992	0.0118
4	12.754	0.0125
5	13.204	0.0215
6	15.133	0.0192
7	17.323	0.0154
8	17.367	0.0265
9	17.466	0.0419
10	17.595	0.0622
11	17.919	0.0835
12	18.025	0.1149

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

Do tương quan có thể làm cho các sai số chuẩn của các hệ số hồi quy bị chệch và không nhất quán, vì kiểm định thống kê không còn đáng tin cậy nữa cho các hệ số hồi quy. Vì vậy, tác giả sử dụng ma trận hiệp phương sai của Newey-West tính lại các sai số chuẩn (xem Phần 2.7.3) và kết quả thể hiện trong Bảng 4.8.

Bảng 4.8. Kiểm định tương quan vi ma trận hiệp phương sai Newey-West

	Các biến giải thích					
	Hsct	lngdp	Expv	Fpi	erv	cost
Hệ số hồi quy	4.985764 [1.79]*	0.7826921 [7.22]***	-1.822864 [-9.44]***	1.930064 [14.41]***	1.777098 [4.0]***	-6.102439 [-4.95]***

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

*Các ký hiệu *, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Bảng 4.8 thể hiện sau khi tính lại các sai số chuẩn bằng ma trận hiệp phương sai của Newey-West, các hệ số hồi quy vẫn có ý nghĩa thống kê vì các mức ý nghĩa không sai biệt so với trước khi kiểm định.

Tóm lại, mặc dù có những kết quả quan trọng mô hình này thì cũng không quá nghiêm trọng, có thể chấp nhận được và kết quả này cũng có thể sử dụng cho dự báo vì các lý do sau:

Một là, các giá trị biến động, xoay quanh giá trị trung bình.

Hai là, tất cả các biến số trong mô hình đều có ý nghĩa thống kê và tất cả các biến số đều có giá trị khác không.

Ba là, dựa vào các hệ số hồi quy biến động và kiểm định Durbin-Watson.

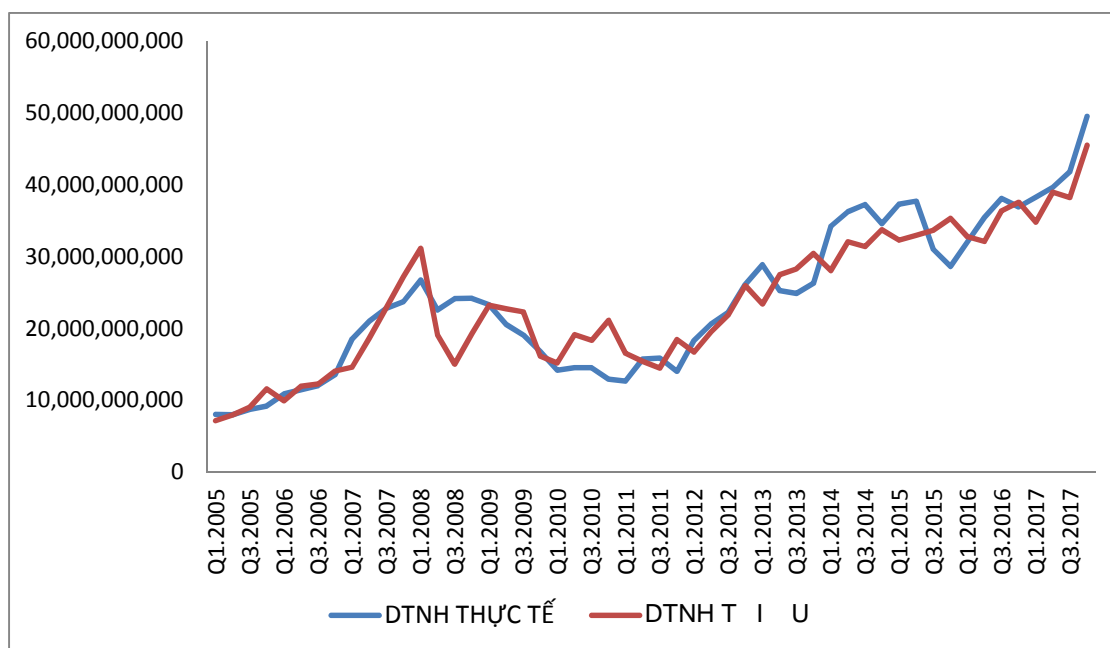
Bốn là, sau khi kiểm định các biến số bằng cách tính các sai số chuẩn bằng ma trận phương sai Newey-West, các hệ số hồi quy biến động có ý nghĩa thống kê và các biến số có ý nghĩa hoàn toàn trong mô hình hồi quy.

Tóm lại, sau khi mô hình nghiên cứu được thực hiện bằng phương pháp hồi quy OLS và kiểm định các khuyết tật, hàm nhu cầu DTNH của các quốc gia DTNHTU được hình thành và thể hiện các thành phần trong (4.3) trên.

Theo phương trình (4.3) là hàm nhu cầu DTNH của Việt Nam, chi phí cơ hội có tác động lớn nhất đến DTNH. Điều này cũng nói rằng khi chi phí cơ hội DTNH, Việt Nam rất chú ý đến chi phí cơ hội và nhu cầu chi phí cơ hội tăng cao, Việt Nam không muốn gia tăng thêm DTNH. Các yếu tố bao gồm tính bất ổn định của tài khoản vãng lai (thông qua biến số bất ổn định xuất khẩu), tính bất ổn định của tài khoản tài chính (thông qua biến số thâm tài chính tính bằng vốn đầu tư gián tiếp/GDP) và tính linh hoạt của giá (thông qua biến số bất ổn định giá) đều có ảnh hưởng đến DTNH và việc tăng giá tác động lẫn nhau. Điều này thể hiện tại Việt Nam, việc hình thành và phát triển ngày càng sâu sắc tác động của các tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính, gây ảnh hưởng đáng kể đến DTNH. Đồng thời, chi phí cơ hội trong một biên độ nhất định mà Việt Nam theo đuổi cũng có tác động không ít đến DTNH khi NHNN điều hành tăng giá dựa vào công cụ DTNH cạnh tranh thị trường. Cùng với yếu tố quy mô nền kinh tế tác động ít nhất đến DTNH so với các yếu tố nói trên. Đó là do nền kinh tế Việt Nam chưa phát triển. Vì vậy, dù mức thu nhập quốc gia có tăng trưởng GDP tăng trưởng quy mô kinh tế nhưng sự tăng trưởng này là không đáng kể và không ảnh hưởng đến sự gia tăng của DTNH.

4.3.6. Chỉ số tín dụng thực tế và tín dụng của Việt Nam

Vị hàm nhu cầu DTNH thể hiện bằng phương trình (4.3), tác giả đã chỉ số tín dụng thực tế và so sánh với chỉ số tín dụng (xem Phụ lục 2.8). Sự chênh lệch giữa các DTNH thực tế và tín dụng có thể có hình dung rõ ràng và đáng chú ý thông qua Biểu đồ 4.9 sau đây.



Biểu đồ 4.9. DTNH thực tế và tín dụng theo phương pháp các yếu tố hàng năm DTNH của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán

Theo Biểu đồ 4.9, trong giai đoạn 2005 – 2006, nền kinh tế Việt Nam bước vào giai đoạn tăng trưởng mạnh mẽ, nền kinh tế Việt Nam vẫn chưa đạt được sự cân bằng và hình thành nên các vấn đề gây ra tình trạng tài khoản vãng lai hay tài khoản tài chính là không đáng kể, trong khi quy mô nền kinh tế còn rất nhỏ bé nên DTNH không thay đổi nhiều. Do đó, DTNH tín dụng và thực tế xấp xỉ nhau, không có chênh lệch đáng kể.

Bước vào năm 2007, thị trường chứng khoán Việt Nam bùng nổ với chỉ số VN-Index lên rất cao, mà tài chính gia tăng mạnh mẽ với việc các nhà đầu tư nước ngoài liên tục đổ vốn vào thị trường chứng khoán Việt Nam, nguồn cung ngoại tệ dồi dào nên DTNH tín dụng tăng lên cao hơn mức tín dụng thực tế. Tuy nhiên, từ cuối năm 2007 – đầu năm 2008, dấu hiệu khủng hoảng tài chính xuất hiện khi các nhà đầu tư bắt đầu rút vốn khỏi thị trường, áp lực cung ngoại tệ giảm, các ngân hàng nên NHNN chưa sẵn sàng

n qu DTNH và DTNHTT không s t gi m nhi u. Tuy nhiên, do nh h ng t kh ng ho ng, Vi t Nam ã s d ng bi n pháp gia t ng lãi su t duy trì giá tr VND, d n t i lãi su t cho vay VND (i di n cho chi phí c h i) c a quý 3/2008 lên r t cao là 20.10%. Vì th , theo hàm nhu c u DTNH v i chi phí c h i có m c tác ng cao nh t và theo h ng ng c chi u, m c DTNHTU c a quý 3/2008 s t gi m m nh và làm cho trong quý 3/2008, DTNH th c t cao h n t i u v i m c chênh l ch là 9.1 t USD, chênh l ch l n nh t trong su t giai o n 2005 – 2017.

Trong giai o n 2009 – 2011, do nh h ng t cu c kh ng ho ng tài chính 2008, n n kinh t Vi t Nam có nhi u b t n v i l m phát gia t ng nhanh, lên n 18.58% trong n m 2011. i u này làm cho nhu c u n m gi USD t ng cao, tác ng n th tr ng ngo i h i v i t giá VND/USD bi n ng b t th ng, t ng h n 13% trong n m 2010. Trong khi ó, các ngu n cung ngo i t nh xu t kh u, v n u t n c ngoài u s t gi m nên bu c NHNN ph i s d ng qu DTNH bình n th tr ng, làm cho DTNHTT c a Vi t Nam gi m m nh so v i m c t i u trong giai o n này.

nh i m là m c s t gi m h n 8.2 t USD vào quý 4/2010 và c ng là m c s t gi m cao nh t c a DTNH th c t so v i t i u trong su t giai o n 2005 – 2017.

T n m 2012, v i hàng lo t bi n pháp kích thích t ng tr ng kinh t c a Chính ph , n n kinh t Vi t Nam b t u ph c h i tr l i và t giá VND/USD n nh trong th i gian dài. Trong giai o n 2012 – 2014, xu t kh u u x p x v i nh p kh u và riêng trong n m 2014, cán cân th ng m i còn th ng d . ây là ti n giúp cho DTNH t ng lên và trong su t giai o n 2012 – 2014, DTNH gia t ng d n và v t qua m c t i u v i m c chênh l ch khá n t ng trong c n m 2014.

Tuy nhiên, trong n m 2015, nh p siêu c a Vi t Nam gia t ng m nh tr l i v i m c trên 15 t USD. i u này làm cho th tr ng ngo i h i trong n m 2015 bi n ng m nh v i t giá VND/USD t ng cao do nhu c u USD t ng t t ng v t. bình n th tr ng, NHNN ph i s d ng qu DTNH và làm cho DTNHTT s t gi m nhi u, d n n DTNH th c t th p h n t i u, c th th p h n 6.6 t USD vào quý 4/2015.

Giai o n 2016 - 2017, tình hình kinh t v mô c a Vi t Nam th c s n nh v i l m phát th p, dòng v n u t n c ngoài tr c ti p và gián ti p u gia t ng nên ngu n cung ngo i t d i dào và NHNN có c s gia t ng DTNH tr l i. ây chính là lý do mà trong các n m 2016 - 2017, DTNHTT t ng lên và ôi khi v t qua m c

t i u. n quý 4/2017, v i DTNHTT kho ng 49.5 t USD và m c t i u kho ng 45.5 t USD, DTNHTT cao h n m c t i u nh ng không nhi u, kho ng 4 t USD.

Tóm l i, cho t i cu i giai o n nghiên c u – cu i n m 2017, DTNHTT c a Vi t Nam ch x p x v i m c t i u, c th là ã v t h n m c t i u nh ng không nhi u hay kho ng cách v t m c t i u này ch a an toàn. i u này cho th y trong th i gian t i, Vi t Nam v n ph i ti p t c gia t ng DTNH b i l cùng v i s gia t ng quy mô n n kinh t và s h i nh p qu c t ngày càng sâu ngh a là m c t n th ng tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính càng l n, m c DTNHTU ph i gia t ng theo m b o kh n ng tài tr . N u ng ng gia t ng DTNH, nhi u kh n ng là DTNHTU s v t DTNHTT trong th i gian ng n, khi n cho DTNHTT ch a m b o kh n ng tài tr các nhu c u c n thi t khi có cú s c x y ra v i Vi t Nam. Tuy nhiên, do DTNHTT ã b t u v t qua m c t i u nên khi gia t ng DTNH trong th i gian t i, Vi t Nam không nh t thi t ph i y m nh t c d tr mà có th kéo giãn vi c gia t ng DTNH theo m t k ho ch rõ ràng trong c n m và phù h p v i tình hình kinh t qu c gia.

4.4. K T QU C A PH NG PHÁP D A THEO CHI PHÍ – L I ÍCH C A D TR NGO I H I

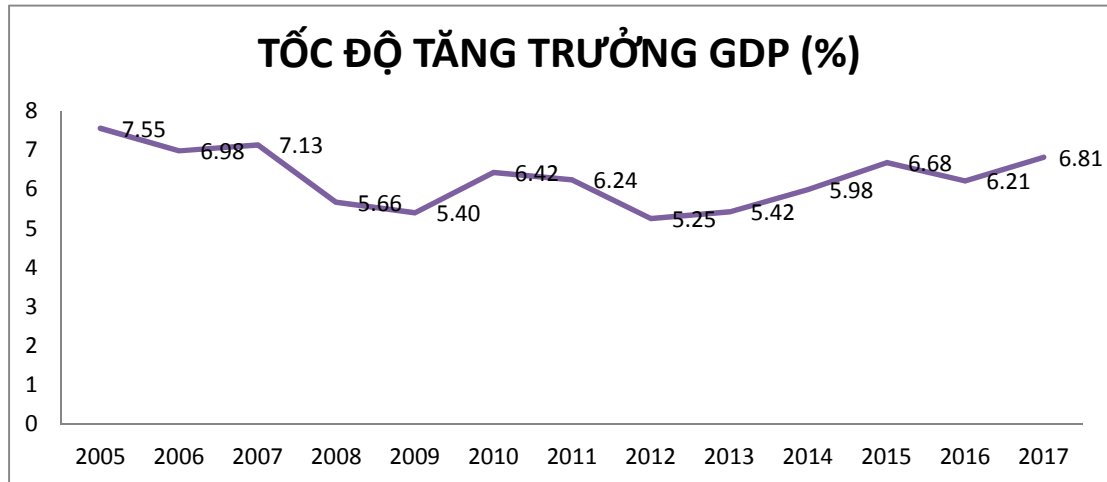
4.4.1. Xác nh chi phí c h i

Nh ã trình bày t i m c 3.3.2, chi phí c h i (r) c i di n b ng lãi su t cho vay VND chi phí c h i là l n nh t nh m cho th y vi c ánh i gi a d tr thêm ngo i h i và s d ng v n cho các ho t ng thi t th c khác c a n n kinh t là r t quan tr ng, vì th Vi t Nam c n suy xét và cân nh c k l ng khi d tr thêm ngo i h i. Lãi su t cho vay VND i di n cho chi phí c h i c th hi n trong Ph l c 3.1.

4.4.2. Xác nh chi phí t n th t do v n qu c gia

Nh ã th o lu n m c 3.3.2, Vi t Nam ch a tr i qua bi n c v n qu c gia gây nên t n th t s n l ng. Do ó, tác gi ã thay th , tính toán t n th t s n l ng do suy gi m kinh t t nh h ng c a cu c kh ng ho ng 2008 nh là bi n s i di n cho chi phí t n th t v n qu c gia c a Vi t Nam.

u tiên, tác giả dựa vào tốc độ tăng trưởng GDP hàng năm của Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017 tại Biểu đồ 4.10 xác định giai đoạn suy giảm kinh tế thực của các khu vực kinh tế 2008 có thể gây nên tình trạng suy thoái cho Việt Nam.



Biểu đồ 4.10. Tốc độ tăng trưởng GDP của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

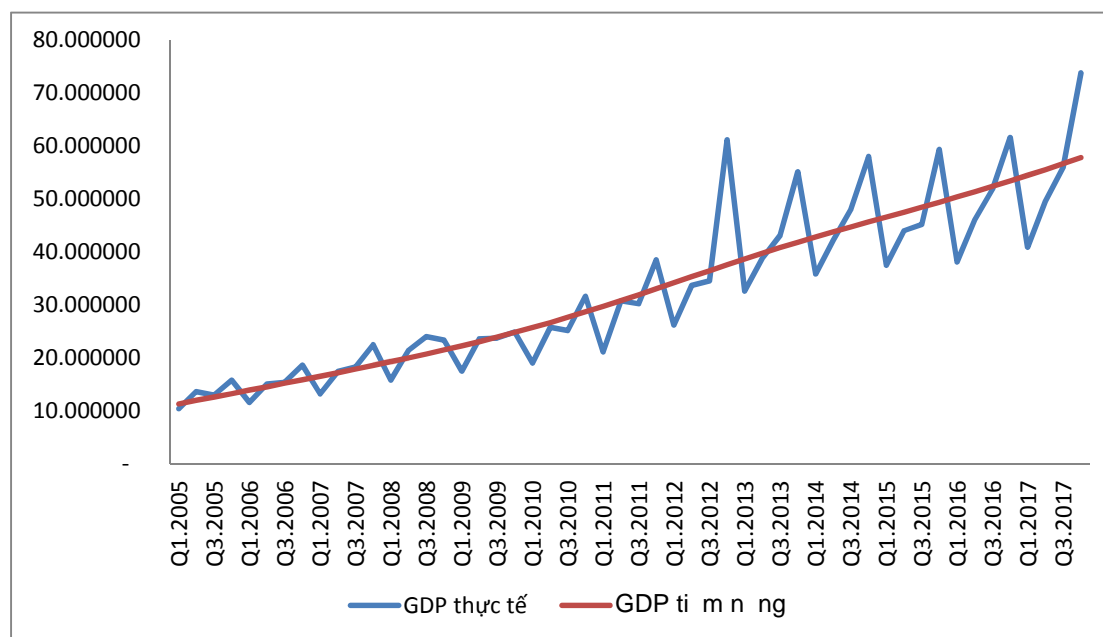
Nguồn: Tổng cục Thống kê – GSO (2018)

Biểu đồ 4.10 cho thấy ngay từ khi các khu vực kinh tế 2008 xảy ra, tốc độ tăng trưởng GDP của Việt Nam bị giảm mạnh ngay trong năm 2008, chỉ còn 5.66% so với 7.13% của năm 2007. Năm 2009, tốc độ tăng trưởng tiếp tục suy giảm. Năm 2010, tốc độ tăng trưởng lại tăng lên nhưng thấp hơn, đó chỉ là tín hiệu sau những cố gắng kích thích tăng trưởng kinh tế của Chính phủ không phải Việt Nam đã thoát khỏi suy giảm kinh tế bất lợi ngay trong các năm 2011 và 2012, tốc độ tăng trưởng lại suy giảm. Đặc biệt là năm 2012, tốc độ tăng trưởng rơi xuống mức thấp nhất trong các giai đoạn, chỉ 5.25%. Bắt đầu năm 2013, Việt Nam mới thực sự thoát khỏi suy giảm kinh tế khi tốc độ tăng trưởng tăng lên trở lại và liên tục tăng trong những năm tiếp theo.

Như vậy, những phân tích dựa vào Biểu đồ 4.10 cho thấy giai đoạn suy giảm kinh tế do ảnh hưởng của các khu vực kinh tế 2008 ở Việt Nam là giai đoạn 2008 – 2012. Giai đoạn này có sự đóng góp tích cực vào tình trạng suy thoái cho Việt Nam chi phí vốn quốc gia của Việt Nam.

xác định tình trạng suy thoái GDP của Việt Nam, tác giả sử dụng phương pháp Ljung-Box để tính số lượng GDP tiềm ẩn trong chuỗi thời gian (λ = 1600) trong suốt

giai đoạn 2005 – 2017 theo mô hình xu hướng tổng thể, ta nhận thấy không có sự chênh lệch đáng kể về tốc độ tăng trưởng kinh tế của quốc gia (xem Phụ lục 3.2.1 và Biểu đồ 4.11).



Biểu đồ 4.11. GDP thực tế và tiềm năng của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: Tổng cục Thống kê – GSO (2018) và tác giả tính toán

Biểu đồ 4.11 thể hiện sự biến động của GDP thực tế và tiềm năng của Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017. Trong giai đoạn 2008 – 2012, GDP thực tế thấp hơn GDP tiềm năng. Tuy nhiên, từ quý 1 năm 2013, GDP thực tế vượt qua GDP tiềm năng và duy trì ở mức cao hơn cho đến quý 3 năm 2017. Điều này cho thấy nền kinh tế Việt Nam đã vượt qua giai đoạn suy thoái và bắt đầu phục hồi, vượt qua mức GDP tiềm năng. Sự chênh lệch giữa GDP thực tế và tiềm năng trong quý 1/2008 và quý 2/2013 là 8,582,103,000 USD (xem Phụ lục 3.2.2).

Rõ ràng chi phí tín dụng của Việt Nam trong giai đoạn suy thoái kinh tế sau khủng hoảng 2008 là không lớn. Đó là do Việt Nam chưa hề bị khủng hoảng tài chính quá sâu vì thị trường tài chính không quá mạnh mẽ. Vì vậy, tốc độ tăng trưởng GDP có suy giảm nhưng mức suy giảm không nghiêm trọng và tín dụng không cao.

Tóm lại, khoản chênh lệch 8,582,103,000 USD chính là tổn thất sản lượng của Việt Nam do suy giảm kinh tế trong những năm cuối khủng hoảng 2008 và cũng là chi phí đi kèm cho chi phí tổn thất do vốn quốc gia.

4.4.3. Xác định xác suất vốn quốc gia

Như mục 3.3.2 đã trình bày, xác suất vốn quốc gia xác định mô hình tính phí bù trừ là phương trình (3.4). Trước tiên, tác giả tính toán các biến của mô hình này. Sau đó, tác giả lần lượt thể hiện những mô hình các biến của mô hình, kiểm định tính đúng các biến, chọn mô hình ARDL xác định phương trình cân bằng dài hạn chính là mô hình tính phí bù trừ, tiến hành kiểm định mô hình tính đáng tin cậy của mô hình và cuối cùng tính xác suất rủi ro vốn.

4.4.3.1. Tính toán các biến của mô hình tính phí bù trừ

Các biến $\ln riskp$, $open$, $\ln stexd$ và fd được tính dựa vào các công thức tính trong Bảng 3.4 cùng với dữ liệu thu thập được từ Phụ lục 3.1.

Riêng biến $\ln vnt$ và u_t gián tiếp, tác giả sử dụng mô hình ARCH cho chuỗi dữ liệu $\ln vnt$ và u_t gián tiếp (fpi) tìm kiếm chuỗi, chi phí đi kèm biến $\ln vnt$ và u_t gián tiếp với cách thể hiện những cách tính biến ngẫu nhiên khu vực và biến ngẫu nhiên giá trong mô hình của nhóm DTNHTU dựa theo các yếu tố như những DTNH hiện tại mục 4.3.

Theo đó, tác giả tiến hành kiểm định hiệu ứng ARCH cho chuỗi dữ liệu fpi (xem Phụ lục 3.3.1). Kết quả thể hiện trong Bảng 1, giá trị chi bình phương = 49.245 và p -value = 0.0000 < 0.01 nên có cơ sở bác bỏ giả thiết H_0 mà ý nghĩa 1% hay chuỗi dữ liệu fpi có hiệu ứng ARCH. Tiếp theo, tác giả tìm mô hình ARCH phù hợp và kết quả cho thấy mô hình ARCH (1) phù hợp (xem Phụ lục 3.3.2). Phương trình phương sai có điều kiện h_t được thể hiện như sau:

$$fpi_t = 14.57145 + \varepsilon_t$$

[134.36]***

$$h_t = 0.0556722 + 0.9886661\varepsilon_{t-1}^2$$

[1.27]

[2.34]**

Các ký hiệu *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Phân số sai lệch tính các thành phần trên và các biến hai chiều là 1 chỉ số nhân chéo của f_{pi} , i đi kèm cho biến ngẫu nhiên liên tục gián tiếp (các ký hiệu là f_{piv}). Kết quả của biến số f_{piv} thể hiện trong Phụ lục 3.3.3.

Như vậy, bảng tính kết quả toàn bộ các biến của mô hình tính phí bù trừ rủi ro giai đoạn 2005 – 2017 thể hiện trong Phụ lục 3.4.1.

4.4.3.2. Thành phần mô tả các biến của mô hình tính phí bù trừ rủi ro

Dựa trên bảng tính các biến của mô hình tính phí bù trừ rủi ro thể hiện tại Phụ lục 3.4.1, tác giả thành phần mô tả các biến này trong Bảng 4.9. (xem Phụ lục 3.4.2).

Bảng 4.9. Bảng thành phần mô tả các biến của mô hình tính phí bù trừ rủi ro

Các biến số	Giá trị trung bình	Chỉ số chuẩn	Giá trị nh nh t	Giá trị ln nh t	Giá trị trung v	S quan sát
lnriskp	2.14883	0.3697087	1.68714	2.87503	2.09011	52
open	0.8549048	0.1486083	0.50894	1.35695	0.83138	52
f _{piv}	4.610267	4.580557	0.2386	14.1525	3.4861	52
lnstexd	3.387538	0.5062466	2.59316	4.34037	3.49524	52
fd	0.033729	0.0320663	0	0.1325	0.0297	52

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

Giá trị biến số $lnriskp$ đi kèm cho phí bù trừ rủi ro, giá trị trung bình trong giai đoạn 2005 – 2017 là 2.14883 đồng/người năm với 8.57%/năm. Điều này cho thấy phí bù trừ rủi ro của Việt Nam thấp hơn hay nói cách khác, rủi ro vốn của Việt Nam có ảnh hưởng là lớn nên các nhà đầu tư tìm kiếm lợi nhuận bù trừ rủi ro cao hơn. Trong đó, giá trị nh nh t là 1.68714 đồng/người năm có phí bù trừ rủi ro là 5.4%/năm vào quý 2/2006 và giá trị ln nh t là 2.87503 đồng/người năm với 17.73%/năm vào quý 2/2011. Điều này cũng đồng nghĩa với việc giai đoạn 2005 – 2007 là giai đoạn Việt Nam bắt đầu mở cửa và phát triển mạnh mẽ về mặt kinh tế vĩ mô, do đó, rủi ro của quốc gia là không cao nên phí bù trừ rủi ro giảm đi. Còn năm 2011 là năm mà Việt Nam vẫn còn nằm trong giai đoạn suy giảm kinh tế do ảnh hưởng của khủng hoảng 2008 và DTNH theo do các đồng nghiệp bình thường ngoài thị trường. Vì thế, rủi ro vốn của quốc gia là rất lớn nên phí bù trừ rủi ro sẽ tăng lên rất

cao trong năm 2011 với mức là quý 2. Tuy nhiên, trong giai đoạn hiện tại kinh tế Việt Nam từ năm 2013 trở lại thì phí bù trừ rủi ro liên tục giảm và đến quý 4/2017 chỉ còn 5.62%. Chỉ số chu chuyển 0.37 chỉ đứng thứ hai trong các chỉ số bù trừ rủi ro là không lớn hay rủi ro vốn của các quốc gia có ảnh hưởng trong suốt giai đoạn không thay đổi nhiều.

Chỉ số biến động chi tiêu cho mua sắm hàng hóa tiêu dùng (nhập khẩu)/GDP, giá trị trung bình là 0.8549048 và giá trị trung vị là 0.83138. Chỉ số này cho thấy trong suốt giai đoạn 2005 – 2017, mức chi tiêu cho mua sắm hàng hóa tiêu dùng (nhập khẩu) của Việt Nam là khá cao với giá trị nhập khẩu mua sắm quý gần nhất tương đương với GDP của Mỹ quý. Ngược lại, giá trị trung vị gần bằng với giá trị trung bình chỉ đứng thứ hai trong phân tán các dữ liệu không lớn, không có những giá trị bất thường. Giá trị lớn nhất là 1.35695 của quý 1/2008 là thời điểm nền kinh tế tăng trưởng cao trước khi rơi vào khủng hoảng sau đó. Lúc này, giá trị nhập khẩu tăng gấp đôi so với cùng kỳ năm 2007. Giá trị nhỏ nhất là 0.50894 thuộc quý 4/2012, giai đoạn mà nền kinh tế Việt Nam bắt đầu phục hồi từ suy thoái sau khi chịu ảnh hưởng của khủng hoảng 2008. Vì bắt đầu phục hồi nên GDP của quý 4/2012 tương đương với năm trước, gấp 1,5 lần so với cùng kỳ năm trước đã làm cho tỷ lệ nhập khẩu/GDP giảm mạnh.

Chỉ số biến động chi tiêu cho biến động vốn đầu tư gián tiếp, giá trị trung bình của biến động (đầu tư trực tiếp nước ngoài) là 4.610267 chỉ đứng thứ hai trong các chỉ số biến động (đầu tư trực tiếp nước ngoài) trong suốt giai đoạn nghiên cứu là khá cao. Chỉ số này thể hiện rõ qua các giá trị nhỏ nhất và lớn nhất từ các biến động thể hiện chỉ số chu chuyển cao, lên đến 4.58. Giá trị nhỏ nhất là 0.2386 rơi vào quý 3/2015. Từ năm 2013 trở lại, nền kinh tế hiện tại phục hồi và phát triển nhanh chóng. Vì thế, vốn đầu tư gián tiếp vào Việt Nam cũng tăng mạnh và không thay đổi nhiều, không có xu hướng rút vốn mạnh mẽ làm biến động vốn đầu tư gián tiếp. Giá trị lớn nhất là 14.1525 của các quý năm 2005 phản ánh giai đoạn 2005 – 2007 với nền kinh tế Việt Nam tăng trưởng mạnh, ngược lại Việt Nam bắt đầu mất cân bằng tài chính nghiêm trọng thu hút vốn nước ngoài nên dòng vốn đầu tư gián tiếp vào thị trường chứng khoán Việt Nam gia tăng rất mạnh trong giai đoạn này, dẫn đến biến động lớn của vốn đầu tư gián tiếp.

Chỉ số biến động chi tiêu cho đầu tư trực tiếp nước ngoài (DTNH), giá trị trung bình là 3.387538 tương đương với 29.59%. Rõ ràng, tỷ lệ này là không cao. Tuy

nhiên, đó là do trong giai đoạn 2005 – 2009, nền kinh tế ngoài ngành nông nghiệp của Việt Nam còn ít nên tỷ lệ này nhỏ, chỉ khoảng 13% đến 20% nên đã kéo giá trị trung bình xuống. Chỉ số là giá trị nhỏ nhất trong suốt giai đoạn nghiên cứu là 2.59316 tỷ đồng năm 2005. Còn từ năm 2010 trở đi, nền kinh tế ngoài ngành nông nghiệp của Việt Nam tăng cao, dẫn đến tỷ lệ nền kinh tế ngoài ngành/DTNH gia tăng mạnh mẽ, chỉ số là trong giai đoạn vẫn còn suy giảm kinh tế 2011 – 2012, tỷ lệ này trên 50% do nền kinh tế ngoài ngành tăng trong khi DTNH giảm thấp do NHNN sử dụng DTNH bình ổn thị trường. Kết quả là tỷ lệ này tăng mạnh và giá trị lớn nhất của giai đoạn nghiên cứu có giá trị cao nhất là 4.34037 tỷ đồng vào quý 4/2011. Tuy nhiên, chỉ số chu chuyển 0.5062466 thì hiện mức biến động của tỷ lệ nền kinh tế ngoài ngành/DTNH là không quá lớn, không có những giá trị bất biến mà chỉ theo xu hướng tăng dần lên theo thời gian.

Chỉ số thâm hụt ngân sách nhà nước/GDP, giá trị trung bình là 0.033729 hay khoảng 3.37% cho thấy tỷ lệ này là không cao, thâm hụt ngân sách của Việt Nam chưa lớn nên mức đáng lo ngại. Trong khi đó, chỉ số chu chuyển 0.0320663 thì hiện mức biến động của tỷ lệ thâm hụt ngân sách/GDP không nhiều, tương đối bình ổn qua các năm trong giai đoạn nghiên cứu. Chỉ riêng trong giai đoạn suy giảm kinh tế 2008 – 2012, tỷ lệ này mức tăng cao chỉ số là vào cuối năm hay quý 4. Đó là do nguồn thu ngân sách bình thường suy giảm kinh tế nên tổng thu ngân sách không theo kịp tổng chi ngân sách trong giai đoạn này nên thâm hụt ngân sách gia tăng mạnh trong khi GDP tăng trưởng không nhiều nên làm cho tỷ lệ này tăng lên. Chỉ số là giá trị lớn nhất là 0.1325 tỷ đồng vào quý 4/2009. Giá trị nhỏ nhất là 0 nghĩa là trong suốt giai đoạn nghiên cứu 2005 – 2017, có một số quý mà thu ngân sách lớn hơn chi ngân sách nên không có thâm hụt ngân sách hay thâm hụt ngân sách bằng 0.

4.4.3.3. Kiểm định tính đồng cointegration của mô hình tính phí bù trừ

Khi kiểm định tính đồng cointegration, tác giả thể hiện từng cách kiểm định tính đồng cointegration của mô hình các biến động của DTNHTU dựa theo các yếu tố như ngành DTNH. Trước tiên, tác giả tìm kiếm sự tồn tại của mối liên hệ dài hạn theo tiêu chí AIC như sau. Tiếp đó, tác giả kiểm định ADF tìm kiếm sự tồn tại cho ba

đồng phương trình cointegration tìm ra các kết quả tính đồng cho phương trình phù hợp nhất. (Xem Phần 3.5).

Kết quả tính đồng các biến phương pháp ADF được tóm tắt trong Bảng 4.10.

Bảng 4.10. Kết quả kiểm định tính đồng các biến phương pháp ADF

Các biến	AIC nhỏ nhất	trễ tối ưu	Giá trị Z(t) khi kiểm định ADF	Chuỗi đồng tích
lnriskp	-80.32931	3	-4.026	I(1)***
open	-67.86557	5	-2.207	I(0)**
fpiv	45.41102	7	-3.696	I(0)***
lnstexd	-32.18169	5	-1.638	I(0)*
fd	-209.9267	4	-2.922	I(0)***

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

*Các ký hiệu *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Tất cả các biến có lẽ là chuỗi đồng hay đồng bậc I(0) khi thể hiện kết quả kiểm định ADF cho đồng phương trình cointegration là đồng bậc ngẫu nhiên có bước nhảy (random walk with drift), riêng biến phụ thuộc lnriskp không phải là chuỗi đồng bậc I(0) mà chỉ đồng sai phân bậc 1 hay I(1).

Vì biến phụ thuộc và các biến có lẽ không đồng bậc nên trong trường hợp này, mô hình ARDL được sử dụng là phù hợp nhất thể hiện hệ quy và xác định phương trình cân bằng dài hạn từ mô hình ARDL, đi đến cho mô hình tính phí bù trừ mà luận án cần tìm.

4.4.3.4. Thể hiện hệ quy mô hình ARDL

Đầu tiên, tác giả tìm các trễ tối ưu cho biến phụ thuộc và các biến giải thích trong mô hình ARDL bằng cách dựa vào tiêu chí AIC nhỏ nhất. Trong mô hình ARDL, tác giả còn dựa vào biến xu hướng theo thời gian. Theo Kripfganz, S. và Schneider, D.C. là các tác giả đưa mô hình ARDL vào phần mềm Stata, biến xu hướng theo thời gian có thể lấy theo biến thời gian được đồng nhất chuỗi thời gian trong câu lệnh “tsset” cho dữ liệu. Kết quả cho thấy mô hình ARDL với các trễ tối ưu là mô hình ARDL(3 4 2 1 4) (xem Phần 3.6.1).

Tiếp đó, tác giả thể hiện hệ quy mô hình ARDL(3 4 2 1 4) và thể hiện độ lệch sai số chuẩn (EC) (xem Phần 3.6.2), thu được phương trình cân bằng dài hạn với các hệ số có ý nghĩa theo Bảng 4.11.

Bảng 4.11. Phương trình cân bằng dài hạn của mô hình ARDL

	Các biến giải				
	Biến xu hướng thời gian	open	fpiv	lnstexd	fd
Hệ số	- 0.0893224	2.434472	- 0.1635649	0.8303476	13.198
lỗi	[-6.26]***	[2.58]**	[-6.72]***	[6.89]***	[2.46]**
$R^2 = 0.8018$					
R^2 hiệu chỉnh = 0.6673					

Nguồn: Tác giả tính bằng phần mềm Stata 13.0

*Các ký hiệu *, **, *** thể hiện ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Bảng 4.11 cho thấy các hệ số của các biến giải và các biến xu hướng thời gian trong phương trình cân bằng dài hạn có ý nghĩa thống kê. Phương trình cân bằng dài hạn này cũng chính là mô hình tính phí bù trừ. Việc đưa các hệ số giải vào ứng với lý thuyết đưa các biến phân tích mục 3.2.3.3. Hơn nữa, R^2 của mô hình ARDL cũng khá cao, đạt 80.18% chứng tỏ mô hình tính phí bù trừ xây dựng theo mô hình ARDL là phù hợp.

Như vậy, sau khi thể hiện mô hình ARDL, phương trình cân bằng dài hạn hay mô hình tính phí bù trừ thể hiện như sau:

$$\lnriskp_t = - 0.0893224 * time + 2.434472 * open_t - 0.1635649 * fpiv_t + 0.8303476 * lnstexd_t + 13.198 * fd_t \quad (4.4)$$

4.4.3.5. Các kiểm nghiệm mô hình ARDL ứng tin cậy

- **Kiểm nghiệm bao**

Tác giả thể hiện kiểm nghiệm bao theo xu hướng của Pesaran và cồng sự (2001) nhằm kiểm tra các biến thời gian có mối quan hệ dài hạn hay không (xem Phần 3.7.1). Kết quả cho thấy giá trị thống kê F là 4.688 > giá trị tới hạn của ngưỡng bao trên trong trường hợp tất cả các biến đều là chuỗi dừng I(1) là 4.43 nên có ý nghĩa 5%. Vì vậy, giả thuyết H_0 là không có mối quan hệ dài hạn giữa các

biến trong mô hình ã b bác b hay nói cách khác, có t n t i m i quan h dài h n gi a các bi n trong mô hình.

- **Ki m nh hi n t ng t t ng quan**

Tác gi s d ng ph ng pháp Durbin-Watson ki m tra hi n t ng t t ng quan v i gi thuy t H_0 là không có hi n t ng t t ng quan (xem Ph l c 3.7.2). K t qu thu c là $p\text{-value} = 0.9767 > 0.1$ nên có th ch p nh n gi thuy t H_0 hay mô hình không có hi n t ng t t ng quan.

- **Ki m nh hi n t ng ph ng sai thay i**

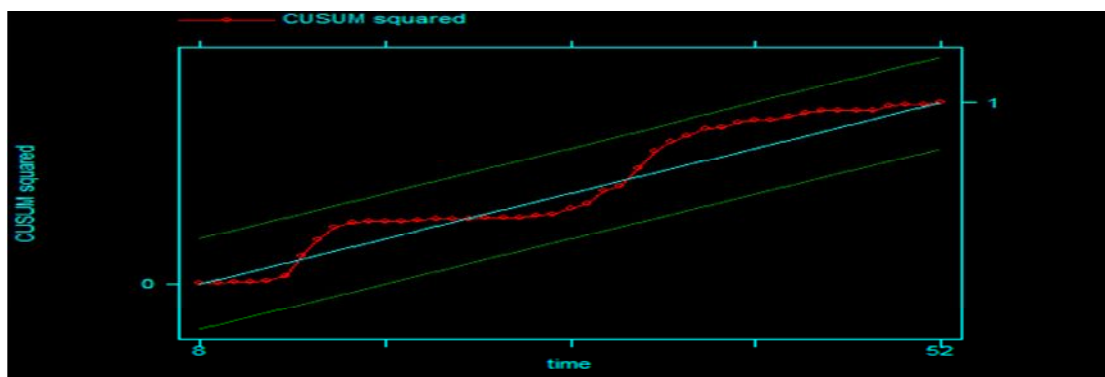
B ng ph ng pháp ki m nh Breusch-Pagan v i gi thuy t H_0 là không có hi n t ng ph ng sai thay i (xem Ph l c 3.7.3), tác gi thu c k t qu là chỉ bình ph ng có giá tr là 0.53 và $p\text{-value} = 0.4670 > 0.1$ nên không có c s bác b gi thuy t H_0 hay nói cách khác là mô hình không có hi n t ng ph ng sai thay i.

- **Ki m nh ph n d c a mô hình là nhi u tr ng**

Tác gi s d ng ph ng pháp th ng kê Q có gi thuy t H_0 : ph n d là nhi u tr ng (xem Ph l c 3.7.4) và thu c k t qu là th ng kê Q có giá tr = 12.3527 và $p\text{-value} = 0.9497 > 0.1$ nên ch a có c s bác b gi thuy t H_0 hay ph n d c a mô hình là nhi u tr ng, không còn ch a b t k thông tin nào tác ng n mô hình.

- **Ki m nh t ng tích l y hi u ch nh c a ph n d (CUSUMSQ)**

Theo Bi u 4.12, t ng tích l y hi u ch nh c a ph n d n m hoàn toàn trong d i tiêu chu n là kho ng các giá tr t i h n trên và d i v i m c ý ngh a 5% nên các h s h i quy mang tính n nh và mô hình là n nh (Ph l c 3.7.5).



Bi u 4.12. Ki m nh t ng tích l y hi u ch nh c a ph n d

Ngu n: Tác gi trích xu t t k t qu ph n m m Stata 13.0

Như vậy, các kiểm định cho thấy mô hình ARDL là đáng tin cậy và phương trình cân bằng trong dài hạn hay mô hình Phillips có thể sử dụng cho dự báo.

4.4.3.6. Tính xác suất vỡ nợ quốc gia

Phương trình (4.4) hay mô hình tính Phillips có thể viết gọn lại là hàm f và có viết lại như sau:

$$f = -0.0893224 * \text{time} + 2.434472 * \text{open}_t - 0.1635649 * \text{fpiv}_t + 0.8303476 * \text{Instexd}_t + 13.198 * \text{fd}_t \quad (4.5)$$

Việc liệt kê các biến số trong phương trình (4.5), hàm f được tính để dùng. Sau khi tính được hàm f , xác suất vỡ nợ quốc gia được xác định (tham khảo Phụ lục 3.8).

Tác giả tính được xác suất vỡ nợ dựa vào phương trình (3.8) là $\pi = \frac{e^f}{1+e^f}$

Kết quả xác suất vỡ nợ của Việt Nam tính được trong Phụ lục 3.8 là rất cao. Tuy nhiên, kết quả này hoàn toàn phù hợp với Phillips có nguy cơ vỡ nợ rất cao của Việt Nam. Thống kê mô tả các biến số cho thấy Phillips có nguy cơ vỡ nợ trong suốt giai đoạn nghiên cứu có giá trị trung bình lên đến 8.57%/năm. Phillips có nguy cơ vỡ nợ rất cao như thế này nói rằng nguy cơ quốc gia là rất cao nên các nhà đầu tư nên rời bỏ thị trường trái phiếu Việt Nam để tránh rủi ro. Kết quả này cũng khá phù hợp với việc xếp hạng tín nhiệm Việt Nam của các hãng xếp hạng tín nhiệm uy tín trên thị trường như S&P's, Moody's hay Fitch Ratings. Trong suốt giai đoạn nghiên cứu 2005 – 2017, Việt Nam của các hãng này xếp hạng chừa bao gồm tất cả các mức BB-. Việc xếp hạng tín nhiệm này, các công khoản nợ của Việt Nam vẫn thuộc nhóm có rủi ro tín dụng thấp và có tính thanh khoản, chấp nhận là công khoản nợ có thể xuất.

Điểm biến của xác suất vỡ nợ của Việt Nam cũng hoàn toàn tương ứng với điểm biến của Phillips có nguy cơ vỡ nợ. Trong giai đoạn 2009 – 2012 bị suy giảm kinh tế do ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng 2008, Phillips có nguy cơ vỡ nợ là rất cao, luôn vượt mức 10%. Điều này hoàn toàn tương ứng với xác suất vỡ nợ quốc gia rất cao trong giai đoạn này, trên 90%. Từ năm 2013 trở lại, nền kinh tế phục hồi và dần phát triển nên Phillips có nguy cơ vỡ nợ giảm dần năm mức khá thấp là 5.62%/năm vào quý 4/2017. Cùng thời kỳ này, xác suất vỡ nợ của quốc gia cũng giảm dần từ năm 2013 về sau, đến quý 4/2017 thì xác suất vỡ nợ giảm mức thấp nhất trong suốt giai đoạn nghiên cứu là 77%. Xác suất vỡ nợ của Việt Nam giảm dần như

n m g n ây c ng phù h p v i nh ng ánh giá tích c c m i nh t v Vi t Nam c a các hãng x p h ng tín nhi m, c th là Moody's ã nâng b c x p h ng tín nhi m c a Vi t Nam vào tháng 8/2018 và S&P's c ng nâng b c cho Vi t Nam t m c BB- lên m c BB vào tháng 4/2019.

4.4.4. Xác nh xác su t v n biên qu c gia

D a theo ph ng trình (3.7) ch ng 3, mô hình tính phí bù p r i ro hay ph ng trình (4.4) đ c vi t l i nh sau:

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)_t = -0.0893224*\text{time} + 2.434472*\text{open}_t - 0.1635649*\text{fpiv}_t + 0.8303476*\text{lnstexd}_t + 13.198*\text{fd}_t \quad (4.6)$$

L y o hàm c a ph ng trình (4.6) theo d u tr ngo i h i R (xem tính toán t i Ph l c 3.9), tác gi thu c kết qu v xác suất vỡ nợ biên quốc gia (π_R) nh sau:

$$\pi_R = - (1 - \pi) \frac{0.8303476}{R} \quad (4.7)$$

Vì xác su t v n qu c gia nh h n l nên theo ph ng trình (4.7), xác su t v n biên qu c gia theo DTNH là π_R luôn nh h n 0, úng v i khung lý thuy t cho r ng xác su t v n qu c gia có m[^]i quan h ng c chi u v i DTNH.

4.4.5. c l ng m c d tr ngo i h i t i u c a Vi t Nam

Thay ph ng trình (4.7) vào phương trình (3.1) là mô hình thực nghi m cho Vi t Nam d a theo chi phí – lợi ích của DTNH, m c DTNHTU th hiệ n nh sau:

$$R^* = \frac{1 - \pi}{\pi_R} + \frac{C_0}{r} = \frac{1 - \pi}{- (1 - \pi) \frac{0.8303476}{R}} + \frac{C_0}{r}$$

hay:

$$R^* = \frac{C_0}{r} - \frac{R}{0.8303476*\pi} \quad (4.8)$$

Ph ng trình (4.8) tính m c DTNHTU c a Vi t Nam cho th y:

Th nh t, m c DTNHTU t l thu n v i chi phí t n th t v n qu c gia. N u chi phí v n càng l n thì qu c gia càng ph i gia t ng DTNH nh m ng n ng a hi n t ng v n x y ra và qu c gia không ph i ch u kho n chi phí t n kém nh th . Vì

v y, DTNHTU c a qu c gia òi h i ph i m c cao. ây chính là l i ích c a vi c n m gi ngo i h i. Vi t Nam c ng không ngo i l v i i u này.

Th hai, m c DTNHTU t l ngh ch v i chi phí c h i. i u này c ng d hi u vì khi chí phí c h i càng t ng cao, các qu c gia càng có xu h ng không mu n d tr thêm nhi u ngo i h i do e ng i ph i ch u kho n chi phí quá l n khi n m gi ngo i h i nên DTNHTU gi m xu ng. Lãi su t n i t VND cao h n nhi u so v i lãi su t c a các ngo i t m nh n m trong qu DTNH c a Vi t Nam nh USD, EUR nên chi phí c h i khi n m gi ngo i h i c a Vi t Nam là l n. i u này ph n nào làm gi m nhu c u d tr thêm ngo i h i c a Vi t Nam và c ng làm gi m m c DTNHTU.

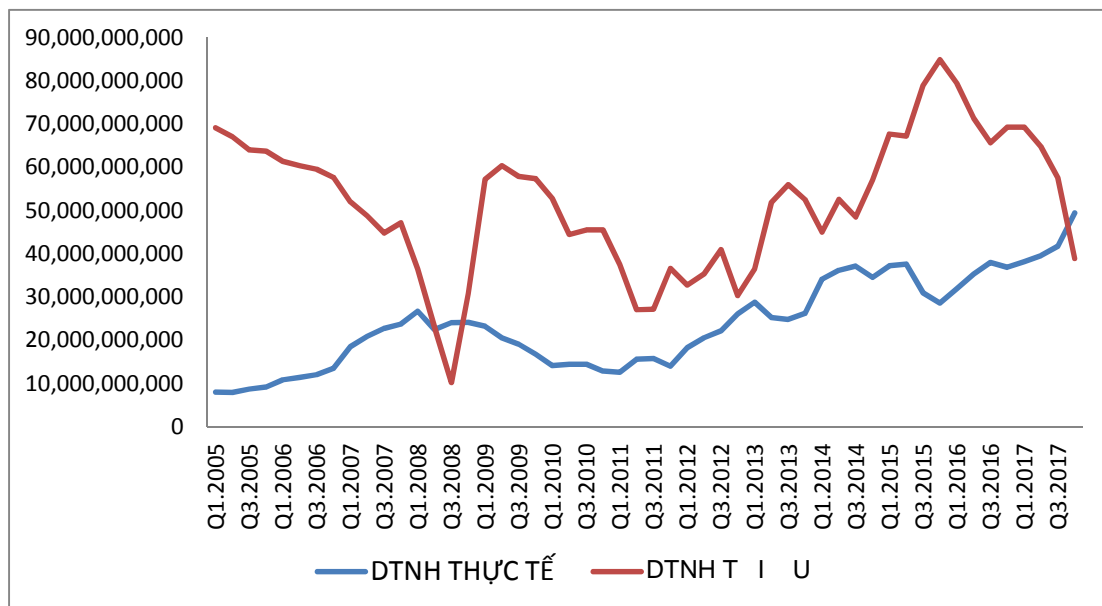
Th ba, m c DTNHTU t l thu n v i xác su t v n qu c gia. M t qu c gia v i r i ro v n gia t ng m nh òi h i DTNH ph i l n có th làm t t vai trò “t m thanh kho n”, kh n ng h tr tr n cho qu c gia và ng n ng a hi n t ng v n x y ra. ng th i, khi xác su t v n qu c gia t ng cao thì vi c d tr thêm nhi u ngo i h i có tác d ng làm gi m i xác su t v n . ó là do DTNH l n là c s các nhà u t ánh giá t t h n v qu c gia, giúp gia t ng x p h ng tín nhi m c a qu c gia và gi m chi phí vay v n trên th tr ng qu c t . i u này ng ngh a là gán n ng n s gi m b t và r i ro v n c a qu c gia c ng giảm theo.

Th t, m c DTNHTU t l ngh ch v i m c DTNHTT. i u này c di n gi i là khi DTNHTT ã nhi u thì qu c gia không c n gia t ng DTNH v i t c nhanh và m nh trong t ng lai hay nói cách khác, m c DTNHTU trong t ng lai không c n nhi u và th m chí có th gi m nh m h ng t i vi c qu c gia không c n gia t ng m nh m DTNH n a.

V i các bi n s c a mô hình (4.8) ã c xác nh, tác gi tính c m c d tr ngo i h i t i u R^* c a Vi t Nam (xem Ph l c 3.10). ng th i, tác gi c ng so sánh m c DTNHTU v i m c DTNHTT (xem Ph l c 3.11). S chênh l ch gi a m c DTNH t i u và th c t c hình dung d dàng h n thông qua Bi u 4.13.

Bi u 4.13 cho th y trong su t giai o n nghiên c u 2005 – 2017, m c DTNHTU tính c luôn v t xa m c DTNHTT. Ch có th i i m quý 3/2008 và quý 04/2017, DTNHTT m i l n h n m c t i u. S d hi n t ng này x y ra là vì trong giai o n nghiên c u, các y u t xác su t v n và DTNHTT trong mô hình (4.8) c l ng m c DTNHTU u tác ng theo h ng làm m c DTNHTU gia t ng.

Có thể là xác suất vốn rớt cao, giá trị trung bình trong suốt giai đoạn 2005 – 2017 lên đến 88%. Điều này đòi hỏi mức DTNH phải thấp hơn mức cho vay tài trợ và ngân hàng ảnh hưởng đến xu hướng. Thêm vào đó, DTNHTT trong suốt giai đoạn còn mang tính phản ánh mức DTNHTU trong tương lai phải gia tăng mạnh mẽ hơn thì mới có vai trò là công cụ phòng ngừa cho sự bất ổn của tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính. Chính vì thế, mức dù chi phí hối đoái đi kèm ngân sách cho vay VND là khá cao, trung bình trong suốt giai đoạn nghiên cứu là 11% đã phần nào ngăn chặn hoạt động của DTNHTU như ngân hàng không liên tục tăng làm gia tăng mức tín dụng hai yếu tố xác suất vốn và DTNHTT.



Biểu 4.13. DTNH thực tế và tín dụng theo phương pháp chi phí – Lợi ích của DTNH của Việt Nam giai đoạn 2005 – 2017

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán

Tất nhiên, mức DTNHTU như vậy khá thấp nếu so sánh với các yếu tố như những nói trên. Các nhân tố trong các yếu tố là xác suất vốn, DTNHTT hay chi phí hối đoái thay đổi không nhiều như có thể tưởng tượng nên mức tín dụng liên tục cho DTNHTU. Có thể là vào quý 03/2008, trong khi hai yếu tố xác suất vốn và DTNHTT thay đổi không đáng kể so với quý trước, chi phí hối đoái tăng lên mức cao nhất trong suốt giai đoạn nghiên cứu là 20.10%. Ngay lập tức, yếu tố này đã làm giảm DTNHTU xuống mức rất thấp, chỉ còn hơn 10 tỷ USD và là nhân tố chính khiến DTNHTT vượt mức tín dụng. Hơn nữa trong quý 4/2017, nếu hai yếu tố xác suất vốn

n và chi phí c h i không thay i bao nhiêu so v i quý tr c, DTNHTT l i t ng v t lên m c 49 t USD t m c 41 t USD c a quý tr c. S gia t ng m nh c a DTNHTT l p t c gây nên bi n ng l n cho DTNHTU và làm m c t i u gi m sâu, ch còn kho ng 39 t USD, th p h n nhi u so v i d tr th c t .

Trong giai o n 2005 – 2006, DTNHTU tính c r t cao. ó là do DTNHTT trong giai o n này quá th p, t ng r t ch m và trung bình ch kho ng 10 t USD.

ây là y u t chính làm DTNHTU t ng cao. Trong các n m 2007 – 2008 ti p theo, DTNHTT b t u t ng m nh lên t các dòng v n u t tr c ti p và gián ti p vào Vi t Nam. i u này ã góp ph n làm gi m d n m c DTNHTU và rút ng n m c chênh l ch gi a DTNH th c t và t i u.

Tuy nhiên, n giai o n 2009 – 2010, do nh h ng c a kh ng ho ng 2008, kinh t v mô có nhi u b t n v i l m phát gia t ng, dòng v n n c ngoài rút i trong khi xu t kh u t ng tr ng ch m ã làm VND gi m giá m nh. NHNN bu c ph i s d ng qu DTNH bình n th tr ng và làm DTNHTT s t gi m m nh. Chính vì th , DTNHTU l i gia t ng tr l i và kéo giãn kho ng cách gi a DTNH t i u và th c t l n lên. Trong giai o n 2011 – 2013, DTNHTT có gia t ng nh ng không nhi u, ng th i xác su t v n r t cao, trên 90% ã ng h cho v i c gia t ng DTNHTU. Tuy nhiên, chi phí c h i i di n b ng lãi su t cho vay VND l i t ng cao trong giai o n này ã trung hòa l i, không cho DTNHTU gia t ng m nh. Ch riêng có hai quý cu i 2013, DTNHTU gia t ng m nh do c ng h b i hai y u t là DTNHTT s t gi m trong khi chi phí c h i c ng gi m i do n n kinh t có xu h ng n nh và phát tri n tr l i. Vì v y, trong giai o n 2011 – 2013, chênh l ch gi a m c t i u và th c t c rút ng n l i và không còn l n.

n n m 2014, n n kinh t Vi t Nam có nhi u kh i s c và cán cân th ng m i ã th ng d . i u này giúp DTNHTT gia t ng m nh. ng th i, kinh t c kích thích t ng tr ng nên lãi su t cho vay VND i di n cho chi phí c h i c ng gi m. Hai y u t này làm gi m DTNHTU và càng giúp gi m i nhi u kho ng cách gi a d tr t i u và th c t trong n m 2014.

Trong n m 2015, nh p kh u Vi t Nam t ng m nh và nh p siêu quay tr l i ã làm b t n th tr ng ngo i h i v i t giá t ng cao. DTNH b gi m sút do c bán ra bình n th tr ng nên làm gia t ng kho ng cách gi a m c t i u và th c t . ng

thì, xác suất vốn tăng lên trên lãi suất cho vay VND để chi phí chính trị giảm càng giúp tăng DTNHTU và làm khoنگ cách này có m r ng h n, nh i m là quý 4/2015 với m c t i u là gần 85 t USD và chênh l ch lên nh n 56 t USD.

Tuy nhiên, giai o n 2016 – 2017 sau ó, n n kinh t Vi t Nam ti p t c phát tri n nh v i t c t ng tr ng GDP t ng cao. Do ó, DTNHTT c gia t ng thêm nhi u, ng th i xác suất vốn gi m là các y u t giúp gi m m c t i u và thu h p đ n kho ng cách gi a m c t i u và th c t . Cho n quý 4/2017, s t ng v t c a DTNHTT ã chính th c giúp đ tr th c t v t qua m c t i u v i kho ng chênh l ch là 10.5 t USD.

Tóm l i, cho t i cu i giai o n nghiên c u – cu i n m 2017, DTNHTT c a Vi t Nam m c dù v t h n m c t i u nh ng i u này ch a an toàn b i trong toàn giai o n nghiên c u, m c DTNHTT luôn th p h n m c t i u. Vì th , trong nh ng quý ti p theo sau, n u n n kinh t Vi t Nam có nh ng bi n ng b t l i thì nhi u kh n ng đ tr t i u l i v t đ tr th c t tr l i. i u này cho th y trong th i gian t i, Vi t Nam v n ph i ti p t c gia t ng DTNH ch c ch n an toàn b i l cùng v i s gia t ng quy mô n n kinh t và s h i nh p qu c t ngày càng sâu ngh a là t n th ng tài kho n vãng lai và tài kho n tài chính càng l n, m c DTNHTU ph i gia t ng theo m b o kh n ng tài tr . Tuy nhiên, đ tr th c t ã v t qua m c t i u vào cu i giai o n nghiên c u cho th y trong th i gian t i, Vi t Nam không nh t thi t ph i g p gáp y m nh DTNH v i t c nhanh và m nh nh tr c. Nói cách khác, Vi t Nam có th t t gia t ng DTNH v i k ho ch theo n m và c n suy xét c n th n nh h ng n n n kinh t c a nh ng l n gia t ng DTNH. ây là k t lu n quan tr ng g i ý chính sách cho Vi t Nam ch ng 5.

KẾT LUẬN CHUNG 4

Chương này phân tích tổng quát thực trạng DTNH của Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017. Quy mô DTNH của Việt Nam tăng khá mạnh trong giai đoạn này, trong đó thành phần ngoại tệ và các loại giấy tờ có giá chiếm tới 97% nhằm đáp ứng kịp thời nhu cầu cấp bách của nền kinh tế trong khi vàng không có khả năng này. Điều này nêu rõ các gợi ý chính sách chính sách 5 hàng đầu gia tăng ngoại tệ và nhu cầu gia tăng DTNH là phù hợp.

Điều kiện áp dụng pháp luật theo kinh nghiệm, khi thực nghiệm các phương pháp truy nguyên thực nghiệm phương pháp ARA EM, kết quả nhìn chung cho thấy dự trữ thực tế luôn vượt mức tối ưu vào trước khủng hoảng 2008 và thụt lùi vào sau khủng hoảng như quý 4/2017, DTNHTT vượt mức tối ưu. Tuy nhiên, phương pháp ARA EM đã tăng hợp tác các yếu tố của phương pháp truy nguyên thực nghiệm vào tính toán mức DTNHTU nên cho kết quả hợp lý hơn và ưu việt hơn.

Điều kiện áp dụng pháp luật dựa theo các yếu tố như hàng đầu DTNH, chương này đã thực nghiệm mô hình bằng phương pháp hồi quy OLS và tìm thấy các nhân tố ảnh hưởng tác động đến DTNH. Với mô hình tìm kiếm, tác giả cũng làm việc DTNHTU và so sánh với mức DTNHTT. Kết quả cho thấy DTNHTT thụt lùi mức tối ưu giai đoạn 2009 – 2011 do ảnh hưởng của khủng hoảng 2008. Sau đó, DTNHTT tăng lên trở lại và vượt mức tối ưu 4 tỷ USD.

Điều kiện áp dụng pháp luật dựa theo chi phí – lợi ích của DTNH, chương này nêu rõ kết quả xác định các biến số trong mô hình như chi phí cơ hội của đồng nội tệ theo lãi suất cho vay VND; chi phí tín dụng do vốn quốc gia được tính bằng tổng sản phẩm quốc nội GDP giai đoạn Q1/2008 – Q3/2013; xác suất vốn quốc gia và xác suất vốn biên quốc gia được tính dựa vào mô hình tính phí bù đắp rủi ro và sau đó, cũng làm việc mức DTNHTU của Việt Nam. Kết quả cho thấy sự gia tăng nghiên cứu, mức DTNHTU luôn cao hơn thực tế như quý 4/2017, mức thực tế mức tối ưu.

Tóm lại, việc áp dụng pháp luật, kết quả cho thấy rõ ràng về điều kiện gia tăng nghiên cứu, mức DTNHTT đã vượt mức tối ưu. Vì vậy, Việt Nam nên tiếp tục gia tăng DTNH trong thời gian tới như không ngừng nỗ lực gia tăng DTNH như trước mà cần có kế hoạch chiến lược và rõ ràng.

CHƯƠNG 5: KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH CHO VIỆT NAM

Trong chương này, tác giả kết luận ngắn gọn về mô hình và kết quả thực nghiệm tại Việt Nam của ba phương pháp chính sách DTNHTU. Tiếp theo, tác giả nêu lên những lý do chọn phương pháp phù hợp nhất với bối cảnh Việt Nam hiện tại. Dựa trên phương pháp chính sách đã chọn, tác giả đưa ra những khuyến nghị chính sách cho các cơ quan quản lý nhà nước nói chung và NHNN nói riêng. Cuối cùng, tác giả trình bày một số hạn chế của tài liệu cùng với hướng nghiên cứu mở rộng tiếp theo.

5.1. KẾT LUẬN

5.1.1. Về việc áp dụng theo kinh nghiệm của DTNHTU cho Việt Nam

Phương pháp áp dụng theo kinh nghiệm của DTNHTU cho Việt Nam bao gồm phương pháp truy nguyên: dựa vào nhập khẩu, dựa vào nền kinh tế ngoài ngân hàng, dựa vào cung tiền rộng M2 và phương pháp ARA EM của IMF.

Phương pháp dựa vào doanh nghiệp nhập khẩu: về việc áp dụng này, DTNHTU bằng 3 lần doanh nghiệp nhập khẩu trung bình theo tháng. Trong giai đoạn 2005 – 2008, DTNHTT của Việt Nam vượt mặt thị trường. Những giai đoạn 2009 – 2017 sau khủng hoảng, DTNHTT liên tục thấp hơn DTNHTU. Đó là do trong giai đoạn này, tốc độ tăng trưởng trung bình hàng năm của DTNH mức dù khá cao là 18.69% nhưng cơ cấu ngành nghề không nhiều so với tốc độ tăng trưởng trung bình mức nhập khẩu là 15.56%. Trong cuộc nghiên cứu năm 2017, DTNHTT gần chạm mức thị trường, đạt 2.7 lần doanh nghiệp nhập khẩu theo tháng.

Phương pháp dựa vào nền kinh tế ngoài ngân hàng: mức DTNHTU cần mở rộng chi trả toàn bộ nền kinh tế ngoài ngân hàng cần mở, nghĩa là bằng 100% nền kinh tế ngoài ngân hàng cần mở. Kết quả thực nghiệm cho thấy DTNH của Việt Nam luôn vượt mặt thị trường trong các giai đoạn 2005 – 2017. Điều này là do nền kinh tế ngoài ngân hàng của Việt Nam trong giai đoạn này chưa đáng kể nên DTNH không tăng tài trợ 100% cho phần này. Tuy nhiên, khoản này có xu hướng tăng mạnh hiện tại và thời gian sắp tới. Chẳng hạn năm 2017, tốc độ tăng của nền kinh tế ngoài ngân hàng là 56.34%. Vì vậy, vượt mặt thị trường của DTNH vẫn chưa an toàn và tiếp tục gia tăng DTNH không tăng tài trợ nền kinh tế ngoài ngân hàng trong tương lai vẫn là điều nên làm về Việt Nam.

Phân pháp dựa vào cung tiền ngân M2: trong phân pháp này, mức DTNHTU bằng 20% cung tiền ngân M2 của năm. Theo kết quả thực nghiệm, với giai đoạn 2005 – 2008, DTNHTT vượt mức tối ưu. Tuy nhiên, trong giai đoạn 2009 – 2017, mức dự trữ tối thiểu phù hợp mức tối ưu thực tế. Mức dư DTNH phù hợp chỉ là với tốc độ tăng trung bình hàng năm khá mạnh là 18.69% trong giai đoạn này nhưng cũng không lớn hơn nhiều so với tốc độ tăng trung bình của M2 là 16.10% nên DTNH không vượt quá M2. Điều này làm cho sự tác động giai đoạn sau khủng hoảng 2008, dự trữ tối thiểu vẫn có thể phù hợp mức tối ưu nhưng không chênh lệch nhiều thu nhập khi thực hiện nghiên cứu.

Phân pháp ARA EM của IMF: Mô hình thực nghiệm cho Việt Nam:

$$R^* = 30\% \text{ STED} + 20\% \text{ OPL} + 5\% \text{ M2} + 10\% \text{ X}$$

với R^* , STED, OPL, M2, X lần lượt là mức DTNHTU, nợ nước ngoài ngắn hạn, nợ nước ngoài khác thể hiện bằng vốn trực tiếp, cung tiền ngân M2 và doanh số xuất khẩu. Kết quả thực nghiệm thể hiện trong giai đoạn 2005 – 2009, mức DTNHTT vượt mức tối ưu. Nhưng cũng đáng ngạc nhiên phân pháp dựa vào doanh số nhập khẩu và cung tiền M2, giai đoạn 2010 – 2017, DTNHTT luôn thấp hơn mức tối ưu nhưng năm 2017, dự trữ tối thiểu vượt mức tối ưu. Tuy nhiên, mức sử dụng không trực tiếp tăng mà giảm vì mức tối ưu hiện so với các phân pháp truyền thống. Đó là do phân pháp ARA EM tăng hợp tác các yếu tố trong các phân pháp truyền thống tính mức dự trữ tối ưu nên mang lại sự ưu việt hơn.

Tóm lại, kết quả thực nghiệm tính mức DTNHTU cho Việt Nam bằng phân pháp mới theo kinh nghiệm cho thấy Việt Nam cần phải tiếp tục gia tăng DTNH trong thời gian tới nhưng không cần quá nhanh vì dự trữ. Đồng thời, với phân pháp ARA EM của IMF thực nghiệm tại Việt Nam, luận án đã tiến hành thực nghiệm có thêm bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam cũng như xuất hiện thêm một phân pháp mới tính mức DTNHTU cho Việt Nam.

5.1.2. Kiểm tra phân pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến dự trữ ngoại hối

Sau khi thực hiện phân pháp hồi quy OLS cho mô hình thực nghiệm giảm thiểu yếu tố ảnh hưởng là các biến động, hàm nhu cầu DTNH như mức độ DTNHTU cho Việt Nam được xác định như sau:

$$\ln res_t = 4.985764 + 0.7826921 * \ln gdp_t - 1.822864 * expv_t + 1.930064 * fpi_t \\ + 1.777098 * erv_t - 6.102439 * cost_t$$

v_i: biến lnres là nhu cầu DTNH hay mức DTNHTU;

biến lngdp là logarit của GDP, β_1 di chuyển cho quy mô nền kinh tế;

biến expv là biến xu hướng tính theo lịch chuyển của mô hình ARCH(2), β_2 di chuyển cho tính bất ổn định của tài khoản vãng lai;

biến fpi là tỷ lệ vốn đầu tư gián tiếp/GDP, β_3 di chuyển cho tính bất ổn định tài khoản tài chính;

biến erv là biến giá trị tính theo lịch chuyển của mô hình ARCH(4), β_4 di chuyển cho tính linh hoạt giá;

biến cost là lãi suất cho vay VND, β_5 di chuyển cho chi phí hối.

Dựa trên mô hình này, mức DTNHTU của Việt Nam được ước lượng và so sánh với mức DTNHTT. Kết quả cho thấy giai đoạn trước 2008, DTNHTT xấp xỉ hoặc vượt cao hơn mức tối ưu. Tuy nhiên, giai đoạn 2009 – 2011, do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính 2008 nên DTNH của Việt Nam sụt giảm mạnh, làm cho mức DTNHTT thấp hơn nhiều so với mức tối ưu. Trong giai đoạn 2012 – 2017, nền kinh tế Việt Nam phục hồi và DTNH Việt Nam liên tục tăng lên nên trong hầu hết thời gian, DTNHTT xấp xỉ hoặc vượt hơn mức tối ưu. Nghiên cứu – quý 4/2017, DTNHTT vượt hơn mức tối ưu nhưng không nhiều, chênh lệch 4 tỷ USD. Vì mức vượt không đáng kể nên DTNHTT hoàn toàn chấp nhận mức chênh lệch tài trợ tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính vốn đầu tư công gia tăng quy mô trong tương lai hay nói cách khác là chấp nhận bảo toàn cho Việt Nam nếu có biến cố xảy ra gây tổn thất nghiêm trọng các tài khoản này. Do đó, Việt Nam cần tiếp tục gia tăng DTNH trong thời gian tới nhưng cần không nên thất vọng vì mục tiêu giảm dần nợ vì DTNHTT đã bắt đầu vượt qua mức tối ưu.

5.1.3. Kiểm định phương pháp dựa theo chi phí – lợi ích của dự trữ ngoại hối

Bằng cách vận dụng mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992), mô hình ước lượng mức DTNHTU cho Việt Nam dựa theo phương pháp chi phí – lợi ích của DTNH được thể hiện như sau:

$$R^* = \frac{C_0}{r} - \frac{R}{0.8303476}$$

trong đó: R^* là mức DTNHTU.

r là chi phí cơ hội khi ngân hàng gửi tiền, C_0 là chi phí tín dụng ban đầu cho vay VND. C_0 là chi phí tín dụng ban đầu do vốn quốc gia, C_0 tính bằng tỷ lệ phần trăm của GDP của Việt Nam trong giai đoạn suy giảm kinh tế 2008 – 2012 (mức ngân hàng quý 2/2013 do vốn còn tồn đọng). Tỷ lệ này là chênh lệch giữa tỷ lệ GDP tiềm năng (theo phương pháp Lc HP) và tỷ lệ GDP thực tế trong giai đoạn suy giảm kinh tế. Kết quả tính được tỷ lệ phần trăm GDP là 8,582,103,000 USD.

R là DTNHTT, theo dữ liệu có sẵn của thu thập.

$$\pi = \frac{e^f}{1+e^f}$$

là xác suất vốn quốc gia, π tính theo công thức: $\pi = \frac{e^f}{1+e^f}$ mà $f = -0.0893224 \cdot \text{time} + 2.434472 \cdot \text{open}_t - 0.1635649 \cdot \text{fpiv}_t + 0.8303476 \cdot \text{Instexd}_t + 13.198 \cdot \text{fd}_t$ xác định mô hình tính phí bù đắp rủi ro theo phương pháp ARDL với: open là mức thâm hụt ngân sách / GDP; fpiv là biến động vốn đầu tư gián tiếp tính theo lịch chu kỳ của mô hình ARCH(1); Instexd là logarit tự nhiên của tỷ lệ nợ ngoài nước / DTNH; fd là thâm hụt ngân sách nhà nước / GDP và time là biến xu hướng thời gian.

Theo mô hình, mức DTNHTU có mối quan hệ cùng chiều với chi phí tín dụng quốc gia và xác suất vốn quốc gia ngược chiều với chi phí cơ hội và DTNHTT.

Dựa vào mô hình, mức DTNHTU được ước lượng và so sánh với mức DTNHTT. Kết quả cho thấy trong suốt giai đoạn nghiên cứu 2005 – 2017, mức DTNHTU luôn vượt xa mức DTNHTT. Chỉ riêng có hai thời điểm trong suốt giai đoạn nghiên cứu là DTNHTT thấp hơn mức tính toán. Đầu tiên là vào quý 3/2008, do chi phí cơ hội tăng mạnh lên mức cao nhất trong các giai đoạn nghiên cứu nên dẫn tới giảm xu hướng và thụt lùi dẫn tới thụt giảm. Thời điểm còn lại là cuối giai đoạn nghiên cứu – quý 4/2017, dẫn tới thụt giảm mạnh nên làm giảm mức dẫn tới giảm xu hướng và thụt lùi qua mức tính toán. Tuy nhiên, mức dù mức DTNHTT vẫn tăng lên, thấp hơn mức tính toán vào cuối giai đoạn nghiên cứu nhưng DTNH của Việt Nam vẫn chưa đảm bảo an toàn tuyệt đối trong suốt các giai đoạn nghiên cứu, mức

DTNHTT luôn luôn th p h n r t nhi u so v i m c DTNHTU. Do ó, Vi t Nam không c ch quan và v n ph i ti p t c gia t ng DTNH trong th i gian t i nh ng không c n thi t y nhanh t c d tr .

Thêm vào ó, lu n án c ng ã cung c p b ng ch ng th c nghi m t i Vi t Nam cho ph ng pháp c l ng m c DTNHTU v i cách ti p c n chi phí – l i ích c a DTNH d a theo mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) mà ch a c th c nghi m t i Vi t Nam. Mô hình này r t phù h p v i Vi t Nam do có bao g m y u t xác su t v n qu c gia là m t c thù c a các n c ang phát tri n. Nh v y, lu n án ã th c hi n và xu t thêm m t ph ng pháp c l ng m c DTNHTU cho Vi t Nam, giúp NHNN có thêm c s l a ch n khi tính toán m c DTNHTU.

Tóm l i, k t qu th c nghi m cho Vi t Nam i v i c ba ph ng pháp c l ng m c DTNHTU u i n cùng m t k t lu n r ng Vi t Nam v n ph i ti p t c gia t ng DTNH trong th i gian t i nh ng c n th c hi n c n tr ng và theo k ho ch ch không c n thi t v i vàng y nhanh t c t ng d tr mà b qua các tác ng b t l i n n n kinh t khi th c hi n.

5.2. L A CH N PH NG PHÁP C L NG M C D TR NGO I H I T I U PHÙ H P CHO VI T NAM

M c dù k t qu c a c ba ph ng pháp u th ng nh t r ng Vi t Nam c n gia t ng DTNH trong th i gian t i c n th n và có k ho ch ch không g p gáp y nhanh t c d tr nh ng rõ ràng Vi t Nam c n l a ch n m t ph ng pháp phù h p nh t trong ba ph ng pháp này áp d ng và có th c l ng c m c DTNHTU có tin c y cao cho qu c gia th i i m hi n t i. V i ph ng pháp c l a ch n áp d ng, các hàm ý chính sách cho Vi t Nam c a ra u d a trên k t qu nghi n c u c a ph ng pháp này.

Có th ch n l a ph ng pháp phù h p cho Vi t Nam, i u tr c tiên là c n xác nh c các i u ki n l a ch n.

5.2.1. Các i u ki n l a ch n ph ng pháp phù h p cho Vi t Nam

Trong ba ph ng pháp c l ng m c DTNHTU ã c trình bày và th c nghi m cho Vi t Nam, ph ng pháp c l a ch n áp d ng cho Vi t Nam th i i m hi n t i c n m b o các i u ki n:

Một là, phương pháp được hình thành trên nền tảng lý thuyết có tính khoa học và thực tiễn rõ ràng. Điều này nhằm đảm bảo tính chính xác và tính đáng tin cậy cao hơn của mô hình DTNHTU khi được áp dụng trong thực tiễn.

Hai là, phương pháp phân tích và phân tích tình hình kinh tế của từng quốc gia riêng biệt, đặc biệt là Việt Nam, nhằm phân tích những điểm khác nhau. Điều này nói lên rằng việc áp dụng phương pháp này, mô hình DTNHTU được áp dụng để phân tích những điểm khác nhau về vai trò quản lý của DTNH trong lĩnh vực kinh tế riêng có của Việt Nam, phân tích những điểm khác nhau. Vai trò quản lý của DTNH cần được đảm bảo là không ngừng tài trợ tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính.

Ba là, phương pháp cần thể hiện những nét đặc thù của Việt Nam trong mô hình nghiên cứu, nhất là những nét đặc thù thể hiện những đặc điểm. Vì vậy, trong điều kiện này, mô hình DTNHTU được áp dụng phương pháp trên phù hợp và đáng thích nghi hơn với thực tiễn Việt Nam, đó là để nâng cao tính hiệu quả cao hơn khi áp dụng phương pháp vào Việt Nam trong bối cảnh hiện tại.

5.2.2. Việc áp dụng phương pháp phân tích theo kinh nghiệm

Mặc dù phương pháp này có ưu điểm là tính toán mô hình DTNHTU rất nhanh và ngắn gọn nên được sử dụng nhiều trong thực tiễn nhưng rõ ràng rằng phương pháp này không thể đảm bảo các điều kiện cần thiết để áp dụng cho Việt Nam. Cụ thể:

Thứ nhất, mô hình DTNHTU trong phương pháp này không dựa trên nền tảng lý thuyết khoa học được hình thành mà chỉ dựa vào kinh nghiệm thực tiễn đúc kết nên. Vì vậy, các phương pháp truyền thống dựa vào doanh nghiệp, dựa vào nền kinh tế ngoài ngành và dựa vào cung tiền trong M2, mô hình tiêu chuẩn của DTNH có thể là tất cả các kinh nghiệm thực tiễn theo thời gian trước đây và dựa trên thực tiễn. Việc áp dụng phương pháp ARA EM, mô hình tiêu chuẩn của hình thành từ nghiên cứu thực nghiệm dựa trên các khuyến nghị của IMF. Vì không được hình thành dựa trên một nền tảng lý thuyết nào nên tính chính xác và đáng tin cậy của phương pháp phân tích theo kinh nghiệm là không cao khi áp dụng cho Việt Nam.

Thứ hai, mô hình tiêu chuẩn của trong phương pháp phân tích theo kinh nghiệm là những chu kỳ kinh tế và không thay đổi dù áp dụng cho bất kỳ quốc gia nào,

ngoại trừ ph pháp ARA EM có ph n nào uy n chuy n h n khi còn phân bi t m c t i u theo tiêu chí ch t giá và tính kĩ m soát v n c a qu c gia nh ng th c ra, công th c tính DTNHTU v n còn chung cho nhi u qu c gia. V i cách th c th hi n nh v y, ph pháp o l ng theo kinh nghi m rõ ràng là không linh ho t và không ph n ánh c tình hình kinh t riêng có c a t ng qu c gia. Các qu c gia u có quy mô kinh t , s c m nh kinh t và chính sách i u hành kinh t khác nhau nên c n có tiêu chu n t i u khác nhau và phù h p v i m i qu c gia. N u l y theo m t tiêu chu n chung nh th , hi n nhiên ph pháp o l ng theo kinh nghi m s không th áp d ng hi u qu cho t t c các qu c gia, c bi t là i v i các qu c gia đ b t n th ng b i các cú s c t bên ngoài.

H n n a, các ph pháp truy n th ng ch đ a vào m t tiêu chu n nh t nh nên m c tiêu chu n t i u ch th hi n c ho c vai trò tài tr tài kho n vãng lai (ph pháp đ a vào doanh s nh p kh u) ho c vai trò tài tr tài kho n tài chính (ph pháp đ a vào n n c ngoài ng n h n và ph pháp đ a vào cung ti n r ng M2), không bao quát c nhu c u tài tr c a hai vai trò. Chính vì v n này mà khi th c nghi m cho Vi t Nam, k t qu c a ph pháp đ a vào doanh s nh p kh u hay cung ti n r ng M2 là m c DTNHTT luôn th p h n m c t i u trong giai o n 2009 – 2017, mâu thu n v i k t qu c a ph pháp đ a vào n n c ngoài ng n h n là DTNHTT cao h n nhi u l n so v i m c t i u trong su t c giai o n nghi n c u. Tuy nhiên, m c đ tr t i u theo ph pháp ARA EM th hi n c c hai vai trò quan tr ng c a DTNH do ph pháp này tính n t t c các tiêu chu n c a các ph pháp truy n th ng. Do v y, ph pháp ARA EM có tính u vi t h n các ph pháp truy n th ng.

Th ba, các ph pháp truy n th ng không th hi n nét c tr ng nào c a Vi t Nam b i c nh hi n t i khi hình thành m c t i u. Các y u t xây đ ng nên m c DTNHTU u r t quen thu c và có m t b t k qu c gia nào là doanh s nh p kh u, n n c ngoài ng n h n, cung ti n r ng M2. Riêng ph pháp ARA EM hình thành nên m c t i u đ a trên vi c nghi n c u đ li u các n c m i n i nên m c t i u s mang tính c thù c a các n c m i n i, trong ó có Vi t Nam. Tuy nhiên, m t i u không phù h p là m c t i u này dành chung cho t t c các qu c gia m i n i ch không có tiêu chu n riêng bi t cho t ng qu c gia. Chính vì th , khi

áp dụng phương pháp này vào Việt Nam, tính thích hợp của các tiêu chuẩn tài chính và vị thế tín dụng Việt Nam cũng giảm đi, làm cho tín dụng và tính hiệu quả của phương pháp sẽ không cao.

Tóm lại, nếu áp dụng phương pháp phân tích theo kinh nghiệm, Việt Nam nên chú ý đến phương pháp ARA EM do ưu việt hơn. Cần thấy, phương pháp này bao hàm tất cả các tiêu chuẩn của các phương pháp truyền thống và mặt tích cực theo phương pháp này thể hiện các vai trò quan trọng của DTNH là tài trợ tài khoản vãng lai và tài khoản tài chính. Hơn nữa, phương pháp ARA EM là dành cho các quốc gia mới nên phù hợp với Việt Nam. Tuy nhiên, vì phương pháp phân tích theo kinh nghiệm không thể đảm bảo các điều kiện lựa chọn nên theo tác giả, phương pháp này không nên lựa chọn áp dụng cho Việt Nam.

5.2.3. Việc áp dụng phương pháp dựa theo các yếu tố ảnh hưởng đến trợ ngoại hối

So với phương pháp phân tích theo kinh nghiệm, phương pháp này khắc phục các mặt thiếu sót do bỏ qua các điều kiện là mô hình cấu trúc DTNHTU phù hợp và tính thích hợp về mặt kinh tế của từng quốc gia riêng biệt cũng như có tính nhạy cảm trước các quốc gia trong mô hình. Việc này thể hiện rõ khi xây dựng mô hình và thể hiện mô hình tìm ra hàm nhu cầu DTNH.

Đầu tiên, khi xây dựng mô hình cấu trúc DTNHTU cho quốc gia, các nghiên cứu dựa trên một số yếu tố trước của quốc gia quyết định những yếu tố ảnh hưởng đến DTNH nào đưa vào mô hình và trở thành biến số của mô hình. Chẳng hạn như Khan và Ahmed (2005) hay Chowdhury và cộng sự (2014) xây dựng mô hình DTNHTU cho Pakistan hay Bangladesh dựa vào các quốc gia này, khi hiểu rõ vai trò quan trọng trong việc gia tăng DTNH so với các quốc gia khác nên khi hiểu là biến số không thể thiếu trong mô hình. Khi xây dựng mô hình thực nghiệm cho Việt Nam, tác giả cũng dựa vào nét đặc thù là Việt Nam kim ngạch xuất nhập khẩu chủ yếu là tài sản nhập khẩu ngoại tệ và kim ngạch xuất nhập khẩu trong nước chủ yếu là ngoại tệ nên khi nghiên cứu tác động của dòng vốn trong nước sang tài sản ngoại tệ nhập khẩu là khó xảy ra nên cung tiền nội tệ – đi kèm cho khi nghiên cứu tác động của dòng vốn trong nước sang nhập khẩu – không cần thiết đưa vào mô hình và bỏ đi biến số ảnh hưởng.

Ti p theo, khi th c hi n mô hình, các nghiên c u s d a trên d li u các y u t nh h ng c a chính qu c gia ó tìm ra hàm nhu c u DTNH nh m c l ng m c DTNHTU. i u này cho th y mô hình c l ng m c DTNHTU c tìm th y t ng thích v i b i c nh kinh t c a riêng t ng qu c gia, giúp mô hình tr nên áng tin c y h n.

Tuy nhiên, ph ng pháp này có m t i m y u là ch a có m t c s lý thuy t th t s v ng ch c v các y u t nh h ng n DTNH đ a vào. Cho n hi n gi , m t c s lý thuy t v t t c các y u t nh h ng n DTNH v n ch a hi n di n. Ch a có công trình nghiên c u nào v các y u t nh h ng n DTNH kh ng nh r ng công trình ã li t kê c t t c các y u t nh h ng n DTNH. V n này ã đ n n m t i u b t c p mà ph ng pháp đ a theo các y u t nh h ng n DTNH ã g p ph i. ó là các nghiên c u c l ng m c DTNHTU theo ph ng pháp này không th ng nh t v i nhau v các y u t nh h ng n DTNH c a vào mô hình c ng nh cách th c o l ng t ng y u t này. i u này là do các nghiên c u ch a có c s lý thuy t v ng ch c, y và áng tin c y v các y u t nh h ng n DTNH đ a vào. Th m chí là khi c l ng m c DTNHU theo ph ng pháp này cho cùng m t qu c gia, các nghiên c u khác nhau u s d ng nh ng y u t nh h ng khác nhau a vào mô hình. Ch ng h n nh Prabheesh và c ng s (2007) cùng v i Nainwal và c ng s (2013) nghiên c u m c DTNHTU c a n hay Afrin và c ng s (2014) cùng v i Chowdhury và c ng s (2014) cùng nghiên c u m c DTNHTU cho Bangladesh (xem thêm m c 2.4.1 trong ch ng 2 v l c kh o các nghiên c u th c nghi m liên quan). Khi th c nghi m cho Vi t Nam v ph ng pháp này, tác gi ã c g ng l a ch n mô hình các y u t nh h ng đ a trên n n t ng lý thuy t v DTNH có tính khoa h c ng th i c nhi u nghiên c u khác th a nh n r ng rãi. ó là mô hình c a Edison (2003) g m n m y u t nh h ng n DTNH c a ra đ a trên n n t ng lý thuy t c n b n v thành ph n, ngu n hình thành c ng nh vai trò c a DTNH. H n n a, các y u t nh h ng n DTNH trong nghiên c u c a Edison (2003) c r t nhi u các nghiên c u v sau v n d ng a vào mô hình.

Tóm l i, m c dù ph ng pháp đ a theo các y u t nh h ng n DTNH th a m n các i u ki n l a ch n là t ng thích v i b i c nh kinh t c a riêng t ng qu c gia

cung nh có a thêm y u t c thù c a qu c gia vào mô hình nh ng ph ng pháp này l i không th a mãn i u ki n l a ch n là có c s lý thuy t th c s v ng ch c v y u t nh h ng n DTNH đ a vào. i u này làm cho m i nghiên c u s đ ng nh ng y u t nh h ng khác nhau và vì th ã nh h ng ph n nào n tính chính xác và m c tin c y c a ph ng pháp này. Do ó, ph ng pháp đ a theo các y u t nh h ng n DTNH không nên c l a ch n áp đ ng cho Vi t Nam.

5.2.4. i v i ph ng pháp đ a theo chi phí – l i ích c a đ tr ngo i h i

So v i hai ph ng pháp o l ng theo kinh nghi m và đ a theo các y u t nh h ng n DTNH, ph ng pháp này th a mãn c ba i u ki n l a ch n áp đ ng cho Vi t Nam.

Th nh t, ph ng pháp này có n n t ng lý thuy t v i l p lu n khoa h c và ã xu t hi n khá lâu. Ng i u tiên t n n móng cho ph ng pháp c l ng m c DTNHTU đ a trên cách ti p c n “chi phí – l i ích” c a DTNH là Heller, H.R. vào n m 1966. Ti p sau ó, r t nhi u nghiên c u ã v n đ ng cách ti p c n “chi phí – l i ích” c a DTNH này a ra nhi u mô hình c l ng m c DTNHTU cho qu c gia, trong ó n i b t lên hai mô hình c nhi u nghiên c u v sau th a nh n và v n đ ng r ng rãi là mô hình c a Frankel và Jovanovic (1981) và mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992). Các mô hình này u có l p lu n khoa h c và tính toán t ng i ph c t p c l ng c m c DTNHTU. Vì đ a trên n n t ng lý thuy t c l p lu n và ch ng minh khoa h c, mô hình c l ng m c DTNHTU theo ph ng pháp này m b o tin c y và chính xác h n. Theo ó, tác gi ã l a ch n mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) th c nghi m cho Vi t Nam vì mô hình này phù h p v i Vi t Nam h n.

Th hai, v i mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992), vi c tính toán các bi n s trong mô hình òi h i ph i đ a trên đ li u kinh t c a riêng t ng qu c gia. Vì th , khi áp đ ng mô hình này cho Vi t Nam, các bi n s trong mô hình c tính toán đ a trên đ li u kinh t c a Vi t Nam nên hi n nhiên, mô hình c l ng m c DTNHTU c tìm th y s phù h p và t ng thích v i b i c nh kinh t c a riêng Vi t Nam, th a mãn i u ki n l a ch n th hai áp đ ng cho Vi t Nam.

Th ba, mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) c th c nghi m cho Vi t Nam có a thêm y u t r i ro v n qu c gia vào mô hình. Y u t này là m t c

tr ng riêng c a các qu c gia ang phát tri n và m i n i, trong ó có Vi t Nam. Nh v y, i u ki n l a ch n th ba là c n a thêm y u t c tr ng c a Vi t Nam vào mô hình ã c áp ng.

Th t v y, n n c ngoài c a qu c gia là v n nóng hi n nay c a Vi t Nam, r t c Chính ph và ng i dân quan tâm do n n c ngoài ang t ng nhanh nh ng n m g n ây, c th hi n trong B ng 5.1.

B ng 5.1. N n c ngoài c a Vi t Nam giai o n 2005 - 2017

N M	N N C NGOÀI (USD)	GDP HI N HÀNH (USD)	T L N N C NGOÀI/ GDP (%)
2005	18,530,479,000	52,724,194,257.71	35.146
2006	18,686,347,000	60,653,379,009.65	30.808
2007	23,070,521,000	71,367,061,759.20	32.327
2008	26,435,435,000	84,508,578,291.20	31.281
2009	32,702,629,000	89,744,520,807.40	36.440
2010	44,901,572,000	101,585,333,333.33	44.201
2011	53,886,305,000	120,585,234,835.52	44.687
2012	61,576,671,000	155,580,968,360.50	39.579
2013	65,452,000,000	169,669,207,100.59	38.576
2014	72,429,832,000	184,184,097,287.18	39.325
2015	77,827,377,000	186,018,722,271.52	41.838
2016	86,952,492,000	197,618,301,514.15	44.000
2017	107,802,946,000	220,188,036,067.74	48.959

Ng u n : Worldbank, GSO (2018) và tác gi tính toán

Trong giai o n 2015 – 2017 g n ây, n n c ngoài c a Vi t Nam ã t ng nhanh và n cu i 2017, n n c ngoài chi m n 48.9% GDP, g n ch m m c tr n 50% mà Qu c H i cho phép. n cu i n m 2018, t l này có gi m xu ng m t ít nh ng v n m c r t cao, chi m 46% GDP (y ban Giám sát Tài chính Qu c gia, 2019). Nh v y, khi n n c ngoài càng nhi u và chi m t tr ng cao so v i GDP thì r i ro v n qu c gia c ng gia t ng lên và d n c chú ý h n, tr thành m t y u t c thù c a Vi t Nam giai o n hi n t i. Do ó, vi c a thêm y u t r i ro v n qu c gia vào mô hình c l ng m c DTNHTU cho Vi t Nam là r t phù h p v i b i

c nh kinh t hi n t i c a Vi t Nam, khi n cho mô hình có tính áng tin c y cao h n khi áp d ng cho Vi t Nam th i i m hi n t i.

Tóm l i, ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH thông qua mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) th a măn c ba i u ki n l a ch n áp d ng cho Vi t Nam th i i m hi n t i. Mô hình này hình thành trên n n t ng lý thuy t khoa h c, t ng thích v i b i c nh kinh t Vi t Nam và áng tin c y do bao g m vào mô hình c y u t c thù hi n t i c a Vi t Nam là d g p ph i r i ro v n qu c gia.

Vì th , trong ba ph ng pháp chính c l ng m c DTNHTU ã trình bày, Vi t Nam nên l a ch n ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH v i mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) c l ng m c DTNHTU cho qu c gia.

5.3. CÁC HÀM Ý CHÍNH SÁCH CHO VI T NAM

Vi c th c nghi m ba ph ng pháp c l ng m c DTNHTU cho Vi t Nam và so sánh v i m c DTNHTT u i n k t lu n chung r ng Vi t Nam v n c n gia t ng DTNH trong th i gian t i nh ng không nh t thi t ph i y nhanh t c đ tr . D a trên k t lu n này, tác gi a ra m t s hàm ý chính sách cho Vi t Nam nh m ki m soát m c DTNHTU và gia t ng DTNH trong th i gian t i.

Tuy nhiên, vì ph ng pháp c l ng m c DTNHTU d a theo chi phí – l i ích c a DTNH v i mô hình c a Ben-Bassat và Gottlieb (1992) thích h p l a ch n áp d ng cho Vi t Nam th i i m hi n t i nên tác gi ch nêu lên các hàm ý chính sách cho c quan qu n lý nhà n c nói chung và NHNN nói riêng dành cho ph ng pháp này.

5.3.1. Hoàn thi n cách tính các bi n c a mô hình c l ng m c đ tr ngo i h i t i u theo ph ng pháp chi phí – l i ích c a đ tr ngo i h i

Trong mô hình c l ng m c DTNHTU ã tìm c đ a theo ph ng pháp chi phí – l i ích c a DTNH, các bi n s c a mô hình nh chi phí t n th t do v n qu c gia, xác su t v n qu c gia hay chi phí c h i th t s r t khó xác nh m t cách chính xác. Trong khi ó, v i mô hình này, m c DTNHTU c c l ng l i r t nh y c m v i s bi n ng c a các bi n s . M t s thay i không nhi u trong các bi n s có th đ n n s t ng gi m áng k c a DTNHTU. Vì th , n u s d ng mô hình này c l ng m c đ tr t i u, NHNN c n ý th c c r ng ph i tính

chỉ số nợ bình quân thích là m thì m là, bình quân về mặt giá trị, phần nợ ngoài ngân hàng/DTNH và phần thâm hụt ngân sách/GDP.

Thứ ba, việc chi phí khi ngân hàng mở, đây là bài toán khó giải chính xác và cần có cách tính toán. Vì thế, NHNN có thể sử dụng nhiều cách tính chi phí khác nhau có thể là chọn chi phí phù hợp nhất. Chi phí là chênh lệch giữa thu nhập cao hơn của DTNH thành viên thông thường và thu nhập thấp hơn có khi là tài sản ngoài ngân hàng. Như vậy, chi phí có thể tính bằng một mức lãi suất áp dụng cho khoản chênh lệch này, hoặc bằng hai mức lãi suất áp dụng cho hai khoản thu nhập trong ngân hàng chi phí trả cho nhau, hoặc sử dụng các công thức tính toán chi phí là $(1+i)/(1+i^*)$ hay $(i-i^*)/(1+i^*)$ với i là lãi suất thu của DTNH thành viên thông thường và i^* là lãi suất thị trường có thể là ngoài ngân hàng. Các mức lãi suất áp dụng cho hai khoản thu nhập này cần cân nhắc kỹ lưỡng để chính xác khi tính toán chi phí.

5.3.2. Các nguyên tắc để ngân hàng lựa chọn mức cho

NHNN cần có nguyên tắc để DTNHTU lựa chọn mức cho. Trong mô hình các nguyên tắc DTNHTU đã tìm được dựa theo phương pháp chi phí - lợi ích của DTNH, các bài toán của mô hình bao gồm chi phí tín dụng, chi phí chi trả, xác suất vỡ nợ và DTNHTT. Như vậy, khi có nguyên tắc để lựa chọn mức cho, ngoài bài toán chi phí tín dụng và vỡ nợ đã xác định và không thay đổi cùng với bài toán DTNHTT chính là mức DTNH hiện tại, NHNN cần xác định hai bài toán còn lại có thể thay đổi trong mức cho là xác suất vỡ nợ và chi phí chi trả. Như vậy, dựa vào kế hoạch hành kinh tế trong mức cho của Chính phủ, NHNN cần thu thập và tính toán các dữ liệu kế hoạch liên quan để xác định hai bài toán này cho mức cho. Việc này hoàn toàn có thể thực hiện được. Với mô hình các nguyên tắc DTNHTU và giá trị của các bài toán đã xác định cho mức cho, mức DTNHTU cho mức cho cần có nguyên tắc để.

Việc có nguyên tắc để DTNHTU lựa chọn mức cho là nhằm mục đích giúp NHNN nhận biết rõ:

Một là, không cần phải gia tăng thêm DTNH trong năm kế hoạch năm của DTNHTU tính cả phần năm của DTNH hiện có.

Hai là, cần tính cả lượng ngoại hối cần để thêm cho năm kế hoạch năm của DTNHTU tính cả phần năm của DTNH hiện có.

Vì việc đã bị trễ trong năm kế hoạch có cần để thêm ngoại hối hay không và lượng ngoại hối để thêm nữa, NHNN nói riêng và Chính phủ nói chung sẽ có những thu nhập sau:

Thứ nhất, phân bổ hợp lý nguồn lực của quốc gia vào những hoạt động kinh tế - xã hội cần thiết giúp thúc đẩy sự phát triển bền vững, không cần phải tập trung quá nhiều nguồn lực cho việc gia tăng DTNH nếu bị trễ cả lượng DTNH gia tăng thêm là không đáng kể hoặc không cần phải gia tăng DTNH trong năm kế hoạch.

Thứ hai, chúng ta ra kế hoạch gia tăng DTNH hợp lý trong năm kế hoạch vì việc đã bị trễ lượng ngoại hối cần để thêm. Vì tâm thế chúng ta, kế hoạch gia tăng DTNH dè dặt cho chính mình một cách có kiểm soát sao cho phù hợp với định hướng kinh tế Việt Nam và ít gây tác động tiêu cực đến nền kinh tế khi tiến hành gia tăng DTNH, không phải vì vàng vọt nhanh tốc độ gia tăng DTNH.

5.3.3. Các gợi ý chính sách nhằm kiểm soát mức độ trễ ngoại hối tích lũy và gia tăng để trễ ngoại hối trong thời gian tới

Nhà kinh tế học nghiên cứu các phương pháp dựa theo chi phí - lợi ích của DTNH đã thể hiện, mức DTNHTU có mối quan hệ cùng chiều với chi phí tín dụng trong nước quốc gia và xác suất vỡ nợ quốc gia nên thì có mối quan hệ ngược chiều với chi phí hối đoái và DTNHTT. Dựa trên kết quả này, tác giả đưa ra các gợi ý chính sách từ bên bên nói trên để sử dụng cả lượng mức DTNHTU. Các gợi ý chính sách hướng đến kiểm soát mức DTNHTU và/hoặc gia tăng DTNH thời gian tới.

5.3.3.1. Các gợi ý chính sách từ bên bên xác suất vỡ nợ quốc gia

Theo kết quả nghiên cứu, xác suất vỡ nợ quốc gia có mối liên quan cùng chiều với mức DTNHTU. Như vậy, nếu muốn kiểm soát mức DTNHTU, không tăng cao nhằm làm cho vỡ nợ gia tăng thêm DTNH không trở thành gánh nặng đối với NHNN, xác suất vỡ nợ quốc gia nhất thì phải giảm xuống.

Bên cạnh đó, xác suất vay vốn quốc gia giảm đáng kể vì vì các nhà đầu tư đánh giá thấp hơn về khả năng trả nợ của Việt Nam và xếp hạng tín nhiệm Việt Nam có thể nâng bậc, chi phí vay vốn nước ngoài trên thị trường quốc tế sẽ giảm. Nguồn vốn giá rẻ là điều kiện tốt giúp cho nền kinh tế quốc gia tăng trưởng mạnh mẽ hơn. Khi nền kinh tế phát triển tốt, Việt Nam mới có cơ sở gia tăng thêm DTNH.

Tóm lại, giảm xác suất vay vốn quốc gia vẫn có thể kiểm soát, không cho mở DTNHTU tăng cao ngay thì là điều kiện tốt gia tăng thêm DTNH. Trong khi đó, nhà kinh tế nghiên cứu thể hiện, xác suất vay vốn quốc gia sẽ xác định dựa vào mô hình tính phí bù đắp rủi ro hay hàm f(v) liên quan đến thu nhập chi tiêu. Điều này sẽ nghiên cứu xác suất vay vốn quốc gia có mối liên quan cùng chiều với các biến số kinh tế vĩ mô, tỷ lệ nợ nước ngoài/ngân sách/DTNH, tỷ lệ thâm hụt ngân sách/GDP và có mối liên quan ngược chiều với biến số kinh tế vĩ mô. Điều này gián tiếp trong mô hình tính phí bù đắp rủi ro. Do đó, muốn xác suất vay vốn giảm, cần tác động đến biến số kinh tế vĩ mô trên trong mô hình tính phí bù đắp rủi ro.

- *iv) Mối liên hệ*

Biến số này có liên quan đến GDP và có mối liên quan cùng chiều với xác suất vay vốn quốc gia. Như thế, muốn kiểm soát xác suất vay vốn thì cần kiểm soát và điều chỉnh GDP, không cho GDP tăng cao. Giảm bớt doanh nghiệp kinh doanh và thu nhập thúc đẩy kinh tế phát triển, Chính phủ cần thực hiện một số các chính sách:

Một là, ưu tiên cho doanh nghiệp hàng nguyên vật liệu phục vụ sản xuất kinh doanh, hạn chế doanh nghiệp các mặt hàng xa xỉ làm tăng nhu cầu chi tiêu quốc gia bằng cách đánh thuế doanh nghiệp và thu thuế tiêu thụ đặc biệt thuế cao, giảm nhu cầu chi tiêu tiêu quan trọng không ưu tiên bán ngoại tệ cho doanh nghiệp các mặt hàng này.

Hai là, yêu cầu chính sách tuyên truyền “Ngài Việt dùng hàng Việt” nâng cao tiêu dùng chuyển sang dùng hàng hóa Việt Nam, giảm bớt nhu cầu chi tiêu. Song song đó, cần có chính sách khuyến khích, hỗ trợ các doanh nghiệp sản xuất hàng tiêu dùng thay thế doanh nghiệp mà trước đây trong nước chỉ sản xuất các ngành các doanh nghiệp sản xuất nguyên liệu sản xuất trong nước sản xuất hàng hóa, cần biệt là các doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài.

Ba là, phát triển ngành công nghiệp phi truyền thống. Thúc đẩy cho thị trường Việt Nam xuất khẩu nhiều thì công nghiệp phi truyền thống nên lượng ngoại tệ thặng dư còn ít. Điều này là do Việt Nam chưa phát triển ngành công nghiệp phi truyền thống nên phải nhập khẩu hầu hết các nguyên liệu, phần lớn ngoài khi sản xuất hàng hóa, làm cho giá trị gia tăng khi xuất khẩu còn thấp hơn thặng dư của các doanh nghiệp trong nước còn bị thu về nguyên liệu và các doanh nghiệp nước ngoài. Như vậy, phát triển công nghiệp phi truyền thống là điều hết sức cần thiết. Về tính chất mặt hàng phi truyền thống không quá phức tạp và giá trị không lớn, khu vực kinh tế nhân rộng thích hợp để lựa chọn phát triển ngành công nghiệp phi truyền thống. Vì thế, Chính phủ cần có những văn bản các mặt hàng có thể phát triển trong ngành công nghiệp phi truyền thống và có chính sách ưu đãi về vốn, thuế, phí... để khuyến khích khu vực kinh tế nhân rộng khi tham gia sản xuất các mặt hàng thu về ngành công nghiệp phi truyền thống của Chính phủ những ngành.

• ***Đổi mới lĩnh vực ngoại ngân hàng/DTNH***

Hiện nay công nghiệp có mặt trong cùng chi nhánh và xác suất vốn quốc gia. Như thế, mục tiêu kiểm soát xác suất vốn thì cần kiểm soát và không nên có ngoại ngân hàng hoạt động nhanh, trở thành gánh nặng cho DTNH tài trợ trong nước. Ngân hàng ngoại ngân hàng của Việt Nam chủ yếu dựa vào các khoản vay nước ngoài trung dài hạn như ngân hàng thế giới (tính đến năm 1998) nên chuyển sang ngân hàng ngoại ngân hàng và các khoản do Chính phủ bảo lãnh cho các doanh nghiệp, tổ chức tài chính, tổ chức tín dụng khi các tổ chức này vay nước ngoài ngân hàng như hình thức nghiệp vụ hàng hóa truyền thống, phát hành công cụ nợ ngân hàng... Do đó, kiểm soát ngân hàng ngoại ngân hàng, Chính phủ cần thực hiện các chính sách sau:

Một là, theo dõi thường xuyên các khoản vay nước ngoài trung dài hạn và lập kế hoạch rõ ràng khi vay nước ngoài trung dài hạn sao cho việc các khoản vay trung dài hạn sẽ phải chuyển sang ngân hàng ngoại ngân hàng phải trong mức hạn mức phát hành ngân hàng theo mô hình chấp nhận công nghệ có thể hiện trên cách biệt nhau hợp lý trong công nghệ, tránh tình trạng vay nước ngoài trung dài hạn khi chuyển sang ngân hàng ngoại ngân hàng bỏ phần lớn vào mục tiêu mục đích vào mục tiêu hiện tại trong năm hiện tại điều này sẽ làm tăng gánh nặng thanh khoản của Việt Nam và gây áp lực lên DTNH, phát hiện xu hướng và ngược lại. Như vậy, B

Tài Chính cần lập kế hoạch theo dõi thời gian áo h n và tr n c a c n n c ngoài trung dài h n l n n ng n h n th t sát sao và k l ng.

Hai là, h n ch t c t ng c a n n c ngoài ng n h n t n trung dài h n chuy n sang ng th i h ng t i vi c gi m n n c ngoài ng n h n, Chính ph c n xây d ng k ho ch vay và s d ng n trung dài h n th t h p lý, thi t th c và th t s giúp cho s phát tri n kinh t qu c gia. ng th i, Chính ph c ng ph i t ng c ng qu n lý và ki m soát vi c s d ng n vay, tránh tình tr ng s d ng n không úng m c ích hay tham nh ng... d n n Chính ph ph i t i p t c vay thêm nhi u h n n a, làm cho gánh n ng n qu c gia càng nhi u h n và n n c ngoài ng n h n c ng gia t ng thêm.

Ba là, i v i các kho n n n c ngoài ng n h n do Chính ph b o lãnh cho các t ch c tín d ng, doanh nghi p c bi t là t p oàn doanh nghi p nhà n c, Chính ph c n khoanh vùng và ch b o lãnh cho m t s m c ích vay và ngành ngh thi t y u nh t nh, h n ch b o lãnh tràn lan làm gia t ng n n c ngoài ng n h n. ng th i, Chính ph ph i ki m tra th t k m c ích vay và tính kh thi c a vi c tr n tr c khi ng ý b o lãnh. Bên c nh ó, Chính ph c ng c n ki m soát và qu n lý ch t ch sau khi vay, yêu c u các t ch c vay n n c ngoài c Chính ph b o lãnh ph i báo cáo v vi c s d ng n vay và k ho ch tr n vay cho Chính ph theo nh k phù h p v i th i h n vay ng n h n.

- ***iv it l thêm h t ngân sách nhà n c/GDP***

Bi n s này c ng có m i quan h thu n chi u v i xác su t v n qu c gia. Rõ ràng, s li u thêm h t ngân sách c a Vi t Nam khi ch y mô hình tính phí bù p r i ro (tham kh o Ph l c 3.1) cho th y Vi t Nam h u nh thêm h t ngân sách trong su t giai o n nghiên c u 2005 – 2017. Vì th , xác su t v n qu c gia gi m, Chính ph c n gi m thêm h t ngân sách nhà n c v i các bi n pháp c b n c n h ng n là gia t ng ngu n thu ngân sách và gi m chi ngân sách, c th hi n c th :

M t là, t ng ngu n thu ngân sách thông qua duy trì s t ng tr ng n nh c a n n kinh t v i vi c m r ng quy mô s n xu t kinh doanh. Bên c nh ó, ngu n thu ngân sách có th gia t ng b ng vi c c i cách h th ng chính sách thu và c i cách công tác qu n lý thu . Trong công tác c i cách h th ng chính sách thu , Chính ph c n

m r ng ngu n thu thu tiêu dùng v i hai s c thu giá tr gia t ng và thu tiêu th c bi t vì ây là ngu n thu thu n nh, ít bi n ng so v i thu xu t nh p kh u hay thu tài nguyên. Chính ph có th t ng thêm các s c thu m i, t ng thu su t hay m r ng i t ng ch u thu . Tuy nhiên, vi c t ng thu , c bi t là thu tiêu dùng, c n cân nh c c n th n và ch n th i i m phù h p vì nó s làm giá hàng hóa gia t ng, gây áp l c lên l m phát và cu c s ng c a ng i dân, có th làm tri t tiêu ng l c m r ng s n xu t kinh doanh c a các doanh nghi p và gi m tính c nh tranh c a n n kinh t . Trong công tác qu n lý thu , Chính ph c n t ng c ng các bi n pháp ki m soát ch t ch và x lý quy t li t h n cho các tr ng h p n ng thu kéo dài; c n x ph t th t n ng và nghiêm minh các tr ng h p tr n thu , khai thu không úng nh m m c ích r n e, giúp nâng cao ý th c t giác tuân th lu t, n p thu úng và c a i t ng n p thu .

Hai là, gi m chi ngân sách thông qua các bi n pháp: (i) gi m chi th ng xuyên nh tình gi n b máy nhà n c v n ang còn c ng k nh và v n hành ch a hi u qu , c t gi m nh ng m c ch a c p bách nh các l h i, h i ngh , h i th o, l kh i công, khánh thành, các chuy n công tác trong n c và ngoài n c ch a th c s c n thi t. (ii) ki m soát ch t chi u t công, ch chi cho các d án c n thi t và c p bách ng th i x lý th t nghiêm khi phát hi n các tr ng h p làm lãng phí u t hay tham nh ng khi th c hi n các d án u t công. Bên c nh ó, Chính ph có th huy ng các ngu n l c trong xã h i ph c v m c tiêu u t phát tri n theo các hình th c i tác công - t (PPP), h p ng xây d ng - chuy n giao (BT) và h p ng xây d ng - v n hành - chuy n giao (BOT) thay th u t t ngân sách nhà n c.

Ba là, t ng c ng vai trò qu n lý c a Chính ph khi i u hành chính sách tài khóa b ng cách hoàn thi n các quy nh phân nh ngu n thu, nhi m v chi gi a các c p ngân sách phù h p v i ch c n ng, nhi m v c a các c p chính quy n và theo h ng xác nh c th nhi m v , th m quy n thu - chi c a m i c p chính quy n nh m xác nh rõ trách nhi m s thu c v c p nào khi không hoàn thành nhi m v , t ó m b o nhi m v c th c hi n nghiêm túc h n.

- ***i v i bi n ng v n u t gián ti p***

Ch riêng bi n s này có m i quan h ng c chi u v i xác su t v n qu c gia. V n u t gián ti p c n có s bi n ng theo chi u h ng t ng hay đ ng nh m phát i

tín hi u n n kinh t qu c gia t ng tr ng t t và thu hút các nhà u t tham gia. Vì th , các nhà u t n c ngoài s có ánh giá t t h n v qu c gia, phí bù p r i ro c ng nh xác su t v n qu c gia s gi m xu ng. Tuy nhiên, c n l u ý r ng dòng v n u t gián ti p càng t ng m nh thì kh n ng t n th ng tài kho n tài chính càng cao do ây là dòng ti n “nóng”, có th ra vào qu c gia r t nhanh và b t ng . Vì th , gia t ng ngu n v n u t gián ti p là i u nên làm nh ng c ng c n ki m soát ch t ch dòng v n này. ng th i thu hút c ng nh ki m soát dòng v n này, Chính ph c n th c hi n các chính sách phù h p sau ây.

M t là, c n c i thi n hành lang pháp lý c a th tr ng ch ng khoán theo h ng minh b ch và rõ ràng các nhà u t n c ngoài tin t ng u t vào th tr ng ch ng khoán Vi t Nam. Bên c nh ó, quy mô th tr ng ch ng khoán Vi t Nam v n còn nh nên c n m r ng quy mô th tr ng b ng cách c p h n hóa nhanh h n và nhi u h n nh ng công ty nhà n c có v n l n và làm n t t ng th i a nh ng công ty này lên sàn ch ng khoán. i u này s thu hút thêm nhi u nhà u t n c ngoài quan tâm và v n vào th tr ng ch ng khoán Vi t Nam.

Hai là, c n a d ng hóa các công c u t c a th tr ng ch ng khoán nh phát tri n th tr ng trái phi u, a vào các giao d ch phái sinh nh giao d ch t ng lai, quy n ch n... nhà u t n c ngoài có nhi u l a ch n và s n sàng v n nhi u h n cho th tr ng ch ng khoán Vi t Nam.

Ba là, c n ki m soát ch t ch dòng v n này bao g m qu n lý ho t ng c a nhà u t n c ngoài do y ban Ch ng khoán Nhà n c thu c B Tài Chính m nhi m và qu n lý dòng chu chuy n v n (ngo i h i) ra vào qu c gia do NHNN ch u trách nhi m. Nh v y, vì c ki m soát có hi u qu , c n ph i có s p h i h p ch t ch gi a các c quan này. Các s li u v dòng ti n di chuy n t th tr ng ch ng khoán sang th tr ng ngo i h i và ng c l i ph i c c p nh t rõ ràng và th ng xuyên gi a y ban Ch ng khoán Nhà n c, B Tài chính và NHNN n u có dòng v n u t gián ti p t ng t rút ra kh i th tr ng v i quy mô l n thì các c quan này có th ch ng x lý vì ã n m rõ tình hình.

5.3.3.2. Các giả ý chính sách t b i n s chi phí t n th t do v n qu c gia

Theo k t qu c a mô hình nghiên c u, chi phí t n th t t v n qu c gia có m i quan h cùng chi u v i m c DTNHTU. Nh v y, ki m soát m c đ tr t i u và làm cho gi m xu ng, chi phí t n th t t v n qu c gia c ng c n c gi m i. Tuy nhiên, chi phí này c i di n b ng t n th t s n l ng GDP c a Vi t Nam sau cu c kh ng ho ng 2008 nên ã xác nh c và không thay i. Mu n làm gi m chi phí này, ch có th gi nh r ng n u có cu c kh ng ho ng th gi i x y ra l n n a ho c m t b i n c l n nh h ng n n n kinh t c a Vi t Nam thì nh h ng này s không gây thi t h i nhi u ho c làm suy gi m kinh t c a Vi t Nam trong th i gian quá dài. Nói cách khác, t n th t s n l ng do tác ng c a cu c kh ng ho ng th gi i hay c a b i n c l n nào ó n u x y ra s ít h n so v i t n th t c xác nh c a n m 2008.

nh h ng c a kh ng ho ng hay b i n c n n n kinh t là không nhi u, Vi t Nam c n m b o s t ng tr ng và phát tri n c a n n kinh t ph i v ng ch c v i các y u t v mô th c s ho t ng n nh, không có d u hi u b t n. ng th i, n n kinh t t ng tr ng n nh c ng là t i n thu n l i cho v i c gia t ng DTNH.

Vì th , khi c g ng phát tri n n n kinh t nh ng v n duy trì v ng vàng các y u t n i t i, Chính ph c n m b o m t s v n sau: (i) ki m soát t t l m phát; (ii) duy trì lãi su t VND n nh m c th p h p lý kích thích ho t ng s n xu t kinh doanh c m r ng c v chi u r ng l n chi u sâu; (iii) duy trì s ho t ng n nh c a h th ng ngân hàng; (iv) qu n lý hi u qu chính sách t giá theo h ng gi n nh t giá VND/USD và th tr ng ngo i h i; (v) t o i u ki n thông thoáng v m t hành chính c ng nh phát tri n c s h t ng thu hút ngu n v n u t tr c t i p n c ngoài; (vi) phát tri n sâu r ng th tr ng tài chính gia t ng dòng v n u t gián t i p n c ngoài; (vii) gia t ng xu t kh u b ng cách tìm ki m và m r ng th tr ng xu t kh u v i nhi u th tr ng m i, tránh v i c ch t p trung vào s ít các th tr ng truy n th ng vì khi có b i n c x y ta, n u ch đ a vào các th tr ng truy n th ng thì có th ngu n thu xu t kh u s t gi m m nh, cung ngo i t thu h p gây áp l c lên t giá và DTNH.

5.3.3.3. Các ý chính sách t bi n s chi phí c h i

Theo k t qu nghiên c u, bi n s chi phí c h i (i di n b ng lãi su t cho vay VND) có m i t ng quan ng c chi u v i m c DTNHTU. N u chi phí c h i càng t ng thì chính ph có xu h ng e ng i d tr thêm nhi u ngo i h i nên làm cho c DTNHTT và DTNHTU u gi m theo. Do ó, có th gia t ng DTNH, c n tìm cách gi m chi phí c h i mà theo mô hình này là gi m lãi su t cho vay VND.

Khi gi m lãi su t cho vay VND, ho t ng s n xu t kinh doanh trong n n kinh t có c h i c m r ng c v quy mô l n chi u sâu, ngh a là n n kinh t c kích thích t ng tr ng và kéo theo s t ng tr ng c a xu t kh u c ng nh thu hút các dòng v n u t vào qu c gia. i u này s em l i ngu n cung ngo i t d i dào cho qu c gia và là i u ki n thu n l i cho vi c gia t ng DTNH c a NHNN.

Tuy nhiên, gi m lãi su t cho vay VND thái quá c ng có th em l i b t l i i v i DTNH nh ng i m sau.

Th nh t, khi gi m lãi su t cho vay VND ngh a là gi m chi phí c h i. Theo k t qu mô hình nghiên c u tính m c DTNHTU, i u này ng ngh a là m c DTNHTU s gia t ng do chi phí c h i có tác ng ng c chi u n DTNHTU. N u m c d tr t i u gia t ng c ng ng ngh a DTNHTT c ng ph i gia t ng t ng ng m b o không th p h n m c t i u. i v i NHNN, vi c tích l y nhanh và nhi u DTNH gia t ng DTNH không ph i là i u d th c h i n.

Th hai, gi m lãi su t cho vay VND ng ngh a v i t ng tr ng tín d ng cao h n, l ng cung t i n vào n n kinh t s l n h n. N u vi c gi m lãi su t tr nên quá à, l ng cung t i n t ng m nh s gây nên l m phát cao, t o nên bi n ng l n c a t giá VND/USD và th tr ng ngo i h i. Trong nhi u tr ng h p, NHNN l i ph i s d ng n qu DTNH bình n th tr ng, làm gi m DTNH ch không gia t ng lên c nh k v ng.

Tóm l i, gi m chi phí c h i t c là gi m lãi su t cho vay VND là bi n pháp giúp NHNN gia t ng DTNH. Tuy nhiên, c n ki m soát vi c gi m lãi su t cho vay VND sao cho phù h p nh m ki m soát s gia t ng c a m c DTNHTU trong ph m vi cho phép và c ng nh m ng th i ki m soát l m phát, tránh gây bi n ng th tr ng ngo i h i và NHNN ph i s d ng qu DTNH can thi p, làm gi m DTNH.

5.3.3.4. Các g i ý chính sách t bi n s d tr ngo i h i th c t

Theo k t qu nghiên c u, DTNHTT có m i t ng quan ngh ch chỉ u v i DTNHTU. i n này ng ngh a v i vi c gia t ng DTNHTT s có th ki m soát và làm gi m i m c DTNHTU. Vi c gia t ng DTNH ph n nào ã c bàn lu n trong các g i ý chính sách các m c phía trên. Th nh ng, gia t ng DTNH còn có th c th c hi n thông qua các bi n pháp gia t ng các ngu n hình thành DTNH, trong ó các ngu n ch y u i v i Vi t Nam bao g m ngu n thu xu t kh u, ho t ng u t tr c ti p và gián ti p n c ngoài, ngu n ki u h i chuy n v n c. Tuy nhiên, i v i ho t ng u t tr c ti p và gián ti p n c ngoài, các bi n pháp gia t ng ngu n v n u t gián ti p ã c th o lu n trong g i ý chính sách cho bi n s xác su t v n qu c gia nên trong ph n này, tác gi ch c p n v n thu hút ngu n v n u t tr c ti p n c ngoài.

- *i v i vi c gia t ng ngu n thu xu t kh u*

Chính ph c n th c hi n ng b các bi n pháp sau:

M t là, m r ng quan h th ng m i v i nhi u qu c gia h n n a nh m tìm ki m nh ng th tr ng xu t kh u m i, t ng c ng các ho t ng c a Vi t Nam trên tr ng qu c t nâng cao uy tín c a Vi t Nam nh m thúc y trao i th ng m i nhi u h n gi a Vi t Nam và th gi i.

Hai là, ti p t c c i ti n các chính sách h ng n xu t kh u nh bãi b b t các gi y phép con, c i cách th t c hành chính, n gi n hóa h n n a th t c h i quan nh m m c ích em l i s thông thoáng, thu n l i nh t cho các doanh nghi p khi xu t kh u hàng hóa và giúp các doanh nghi p t n d ng t i a các c h i xu t kh u.

Ba là, khuy n khích các doanh nghi p nâng cao ch t l ng s n ph m xu t kh u và nên xu t kh u các s n ph m ã qua ch bi n nâng cao giá tr xu t kh u, không xu t kh u s n ph m thô b ng nh ng chính sách c th nh u ãi v thu , phí... i v i các doanh nghi p xu t kh u các s n ph m ã qua ch bi n và ánh thu xu t kh u i v i các s n ph m thô. Nâng cao ch t l ng s n ph m xu t kh u c ng là m t cách th c ki m soát s s t gi m xu t kh u. Khi có cú s c x y ra làm các qu c gia i tác thu h p nh p kh u thì ch t l ng s n ph m s là m t trong nh ng y u t

các qu c gia quy t nh v n ti p t c mua hàng c a n c ta mà không ph i c a qu c gia khác. Nh ó, doanh s xu t kh u c a n c ta không b s t gi m m nh.

B n là, có nh ng chính sách h tr khu v c kinh t t nhân h ng n xu t kh u và s n xu t hàng xu t kh u nh u tiên vay v n v i lãi su t th p, gi m thu thu nh p doanh nghi p... nh m thúc y gia t ng xu t kh u t khu v c kinh t t nhân h n n a và m r ng quy mô c a kinh t t nhân h n n a.

- ***i v i vi c thu hút ngu n v n u t tr c ti p n c ngoài***

Ngu n v n này là v n u t l i lâu dài v i qu c gia nên không c n lo l ng v i c rút v n t ng t hay dòng ti n b t ng ch y ra kh i qu c gia. Vì th , Chính ph c n có nh ng chính sách thu hút nhi u h n dòng v n này.

M t là, c i thi n môi tr ng u t c a qu c gia nh n nh môi tr ng v mô, ki m soát t t l m phát, phát tri n h th ng ngân hàng theo h ng ph c v khách hàng nhanh chóng và thu n ti n h n, t giá c gi n nh... ng th i, c n hoàn thi n môi tr ng pháp lý, c i cách th t c hành chính theo h ng d dàng và thu n ti n tránh gây phi n hà cho nhà u t . Nh ng n l c này nh m thu hút thêm nhi u nhà u t n c ngoài u t vào Vi t Nam và nh ng nhà u t ã ký cam k t tr c ó s m ti n hành gi i ngân, giúp lu ng ngo i t vào qu c gia d i dào h n.

Hai là, m c dù ây là ngu n v n u t quan tr ng và em l i ngu n ngo i t khá l n cho qu c gia nh ng c ng c n l u ý là ph i i m i v t duy thu hút v n u t tr c ti p n c ngoài, tránh tình tr ng thu hút b ng m i giá nh n v nh ng công ngh th p, gây ô nhi m môi tr ng và bi n Vi t Nam thành bãi th i công ngh c a th gi i. Chính ph c n có c ch chính sách, i u ki n u ãi c bi t thu hút các t p oàn, công ty a qu c gia hàng u trên th gi i vào Vi t Nam. V i l i th v trình qu n lý và công ngh cao, các công ty hay t p oàn này s ào t o nên ngu n nhân l c ch t l ng cao cho qu c gia ng th i chuy n giao và giúp các doanh nghi p Vi t Nam ti p c n công ngh hi n i.

- ***i v i vi c thu hút ngu n ki u h i chuy n v n c***

ây là ngu n cung c p ngo i t quan tr ng cho Vi t Nam nên Chính ph c ng c n có nhi u chính sách thu hút ngu n ki u h i này ch y vào qu c gia.

Một là, gia tăng nguồn kiều hối, Chính phủ nên tiếp tục các chính sách quản lý kiều hối theo hướng thông thoáng, tạo thuận lợi cho kiều hối và ngân hàng kiều hối. Bên cạnh đó, NHNN cần ban hành các quy định theo hướng ưu ái cho các tổ chức tín dụng, các công ty chuyển tín tiền tệ để hỗ trợ thanh toán hiệu quả cho chuyển tín kiều hối, giúp kiều hối nhập tín hiệu nhanh hơn và chi phí giảm khi sử dụng dịch vụ. Ngoài ra, thu hút thêm nguồn kiều hối và giúp mở rộng mạng lưới hoạt động kiều hối, NHNN cần xây dựng các quy định theo hướng khuyến khích các ngân hàng tham gia trong nước thành lập các văn phòng, trung tâm kiều hối ở nước ngoài, đặc biệt là các quốc gia có đồng nội tệ Việt sinh sản hoặc xuất khẩu lao động như Mỹ, Đài Loan, Hàn Quốc, Nhật Bản... Chính phủ cần hỗ trợ các ngân hàng tham gia trong nước kết nối với chính quyền ở nước ngoài bởi vì văn phòng và hoạt động của các văn phòng kiều hối ở nước ngoài sẽ phải tuân theo các tiêu chuẩn, luật pháp và văn hóa các nước.

Hai là, tránh thất thoát nguồn kiều hối về các kênh chợ đen, các quan hệ quan chức nội địa và NHNN tăng cường kiểm soát chặt chẽ nguồn kiều hối chuyển lậu, không thông qua hệ thống ngân hàng hay các công ty chuyển tín, giúp giảm thiểu chuyển tín kiều hối phi chính thức.

Ba là, thu hút kiều hối nhập kiều hối bán lẻ ngoại tệ cho ngân hàng và tránh trường hợp bán ra thị trường ngoại hối “chợ đen”, gây thất thoát nguồn kiều hối, NHNN cần thực hiện các chính sách sau: (i) duy trì chính sách lãi suất thả nổi VND và VND với mức lãi suất thả nổi hợp lý và chính sách lãi suất huy động của USD là 0% khuyến khích kiều hối nhập kiều hối bán ngoại tệ USD cho hệ thống ngân hàng, chuyển sang gửi tín dụng VND. Điều này giúp cho quốc gia có thêm nguồn thu ngoại tệ mua các tài sản kiều hối và giảm tình trạng ô nhiễm hóa trong nền kinh tế. (ii) cố gắng xóa bỏ thị trường ngoại hối “chợ đen” bằng cách NHNN thực hiện xuyên suốt thanh tra xuất các tài sản vàng, các tài sản ngoại tệ và có biện pháp xử phạt, chế tài thích đáng để ngăn ngừa mua bán lậu phát hiện có giao dịch mua bán ngoại tệ “chợ đen”. Nếu xóa bỏ được thị trường chợ đen, nguồn kiều hối nội địa mua bán thông qua hệ thống ngân hàng, tránh trường hợp nguồn kiều hối bị thất thoát, trôi nổi trên thị trường và giúp cho NHNN kiểm soát nguồn kiều hối dễ dàng hơn.

Bên là, duy trì chính sách lãi suất nới rộng cao hơn ngoài thị trường tiền tệ để khuyến khích lưu thông tiền tệ ngoài kinh doanh chênh lệch lãi suất bằng cách giảm ngoại tệ Việt Nam bán lấy nội tệ để sinh lợi vì lãi suất cao hơn. Như vậy, quốc gia sẽ có thêm nguồn thu ngoại tệ do kiều bào bán ra.

5.4. H NCH C A LU N ÁN VÀ H NG NGHIÊN C U M R NG

5.4.1 H n ch c a lu n án

Trong quá trình nghiên cứu, tác giả nhận thấy luận án có một số hạn chế:

Thứ nhất, giai đoạn nghiên cứu thực nghiệm còn ngắn, chỉ gói gọn trong các năm 2005 – 2017 nên có thể hình ảnh phần nào tính chính xác của các mô hình nghiên cứu. Điều này là do các số liệu về vốn đầu tư gián tiếp và dòng tiền theo quý rất khó thu thập được cho khoảng thời gian trước 2005.

Thứ hai, việc phân loại pháp định theo các yếu tố như hình thức DTNH, luận án chỉ mới xem xét năm yếu tố như hình thức vốn, hình thức chi phí, chi phí trong kết quả nghiên cứu. Trong khi đó, nhiều yếu tố như hình thức chi phí, hình thức bù đắp chi phí khác nhau. Đồng thời, yếu tố như hình thức “Tính toán của quốc gia” cũng thể hiện bằng các biến số lạm phát, chi số chính trị... chưa đưa vào mô hình.

Thứ ba, việc phân loại pháp định theo chi phí – lợi ích của DTNH, luận án có những hạn chế sau: (i) Dòng tiền ngoài ngân hàng và vốn đầu tư quý không có sẵn. Tác giả phải sử dụng phương pháp suy tính toán ngoài ngân hàng theo quý để dòng tiền ngoài theo quý. Điều này phần nào hình ảnh tính chính xác của mô hình tính phí bù đắp chi phí. (ii) Khi tính phí bù đắp chi phí cho Việt Nam, lãi suất cho vay có tính rủi ro về quốc gia nên chi phí bù đắp bằng lãi suất vay ngoài của Việt Nam là biến chi phí chính xác nhất. Tuy nhiên, dòng tiền về lãi suất này không có sẵn và rất khó thu thập. Vì vậy, tác giả phải thay thế bằng lãi suất cho vay VND và các phần nào làm giảm tính chính xác của mô hình tính phí bù đắp chi phí. (iii) Trong mô hình tính phí bù đắp chi phí, tác giả đưa vào biến ngẫu nhiên thích hợp tác động rủi ro về quốc gia là một tham số, biến ngẫu nhiên về giá trị tiền tệ ngoài ngân hàng/DTNH, tỷ lệ thâm hụt ngân sách nhà nước/GDP. Trong khi đó, còn có những biến số khác

hàng n r i r o v n qu c gia ch a c a vào mô hình, ch ng h n nh bi n t l ô la hóa trong n n kinh t qu c gia c o b ng t l t ng t i n g i ngo i t / t ng t i n g i n i t nh nghiên c u c a Ozyildirim và Yaman (2005) ã th c hi n.

5.4.2 H ng nghiên c u m r ng

T các h n ch ã trình bày, tác gi g i ý m t s h ng nghiên c u m r ng trong t ng lai:

M t là, nghiên c u trong t ng lai có th m r ng th i gian nghiên c u v tr c ó, c th là nghiên c u t n m 2000 nh m làm t ng s quan sát, nh v y k t qu mô hình sau khi th c hi n b ng ph ng pháp kinh t l ng s chính xác và áng tin c y h n. S d m c th i gian 2000 c l a ch n vì vào n m này, th tr ng ch ng khoán Vi t Nam b t u ho t ng và dòng v n u t gián ti p ch y vào qu c gia có tính minh b ch và rõ ràng h n.

Hai là, i v i ph ng pháp d a theo các y u t nh h ng n DTNH c l ng m c DTNHTU, ngoài n m y u t nh h ng v i ch n m bi n i di n trong mô hình c a lu n án, các nghiên c u trong t ng lai có th xem xét a thêm nh ng bi n s khác c ng i di n cho n m y u t này vào mô hình nh ngu n ki u h i ch ng h n. ng th i, các nghiên c u trong t ng lai có th a thêm các y u t nh h ng khác vào mô hình nh “Tính n nh c a qu c gia” thông qua các bi n s là l m phát, ch s n nh chính tr ... Khi a nhi u thêm n a các bi n s vào mô hình, thay vì s d ng ph ng pháp h i quy OLS tìm ra mô hình, các nghiên c u trong t ng lai có th s d ng thêm nh ng ph ng pháp kinh t l ng khác nh ph ng pháp ng liên k t c a Johansen, ph ng pháp ARDL... xác nh mô hình là ph ng trình trong dài h n.

Ba là, i v i ph ng pháp d a theo chi phí – l i ích c a DTNH c l ng m c DTNHTU, khi c l ng mô hình tính phí bù p r i r o, các nghiên c u trong t ng lai có th xem xét a thêm nh ng bi n gi i thích khác vào mô hình ngoài b n bi n trong lu n án này, ch ng h n có th a thêm bi n s t l ô la hóa trong n n kinh t c i di n b ng t l t ng t i n g i ngo i t / t ng t i n g i n i t . Tuy nhiên, a thêm bi n s này vào mô hình s có khó kh n do d li u này có th khó thu th p i v i Vi t Nam.

K T LU N CH NG 5

Chương 5 đã tóm tắt kết quả nghiên cứu của ba phương pháp chính về công nghệ DTNHTU. Các phương pháp này cho thấy rằng Việt Nam cần tiếp tục gia tăng DTNH trong thời gian tới nhằm không cần thị trường xuất khẩu DTNH như trước. Đồng thời, thông qua các điều kiện lựa chọn phương pháp phù hợp cho Việt Nam, chương 5 đã phân tích và cho rằng phương pháp dựa vào chi phí – lợi ích của DTNH với mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) là thích hợp áp dụng cho Việt Nam thời điểm hiện tại. Dựa trên phương pháp lựa chọn, chương 5 đã đưa ra các gợi ý chính sách cho Việt Nam, bao gồm:

Thứ nhất, hoàn thiện cách tính các biến số của mô hình công nghệ DTNHTU để có chính xác cao hơn. Thứ hai, chi phí tín dụng do vốn quốc gia có thể tính dựa vào cơ cấu kinh tế năm 1997 và 2008. Mô hình tính phí bù trừ prior còn cần hoàn thiện nhằm mở rộng thời gian nghiên cứu, thu thập chính xác dữ liệu ngân sách ngoài ngân hàng và lãi suất vay ngân sách ngoài theo quý, thêm biến giả thích vào mô hình. Chi phí cơ hội có thể tính theo nhiều cách khác nhau.

Thứ hai, công nghệ truyền công nghệ DTNHTU cho nhóm khách hàng tính toán lợi ích ngoại vi cần được thêm trong mô hình. Điều này giúp NHNN chọn lọc công nghệ và kiểm soát kế hoạch gia tăng ngoại vi và giúp Chính phủ phân bổ ngân sách hợp lý.

Thứ ba, đưa ra các gợi ý chính sách về kiểm soát công nghệ DTNHTU và gia tăng DTNH. Về xác suất vay vốn, Chính phủ cần giám sát xu hướng tín dụng, thu hút vốn đầu tư gián tiếp, kiểm soát ngân sách ngoài ngân hàng, tăng thu và giảm chi ngân sách. Về chi phí tín dụng do vốn quốc gia, Chính phủ cần thúc đẩy kinh tế phát triển nhanh và vững chắc. Về chi phí cơ hội, NHNN cần giám sát lãi suất cho vay VND. Về DTNHTT, Chính phủ cần gia tăng bằng cách tăng nguồn thu xuất khẩu, thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và thu hút nguồn kiều hối.

Chương 5 cũng nêu lên các hạn chế của luận án nghiên cứu còn lại, để lại thu thập đầy đủ làm nền tảng tính chính xác của các mô hình thực nghiệm. Trên cơ sở này, các hướng nghiên cứu mở rộng cần xuất hiện mở rộng thời gian nghiên cứu về năm 2000, đưa thêm các biến giả thích khác vào các mô hình thực nghiệm.

K T L U N

DTNH đóng vai trò quan trọng trong việc bổ sung vốn kinh tế quốc gia khi ngân sách cần các quốc gia ủng hộ ngành gia tăng DTNH. Tuy nhiên, DTNH quá mức cũng không hẳn là tốt do tồn kém chi phí nhân lực nên các quốc gia tìm cách cải thiện mức DTNHTU. Hiện nay, có ba phương pháp chính cải thiện mức DTNHTU là phương pháp dựa theo kinh nghiệm, dựa theo các yếu tố như hàng nhân DTNH và dựa theo chi phí-lợi ích của DTNH.

Luận án đã trình bày lý thuyết về DTNH, mức DTNHTU, ba phương pháp cải thiện mức DTNHTU và các nghiên cứu liên quan. Luận án cũng đã mô tả thực trạng DTNH của Việt Nam và thực nghiệm về ba phương pháp cho Việt Nam. Về phương pháp dựa theo kinh nghiệm, luận án thực nghiệm ba phương pháp truyền thống đưa vào doanh nghiệp khu vực ngoài ngành hàng và cung cấp năng lượng M2 cùng với phương pháp dựa theo ARA EM. Về phương pháp dựa theo các yếu tố như hàng nhân DTNH, luận án chuyển vào nghiên cứu của Edison (2003) xây dựng mô hình thực nghiệm giảm năng suất như hàng nhân DTNH là quy mô nền kinh tế, tính đầu tư thực tế của tài khoản vãng lai, tính đầu tư thực tế của tài khoản tài chính, tính linh hoạt giá và chi phí cơ hội. Về phương pháp dựa theo chi phí-lợi ích của DTNH, luận án dựa vào mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) có tính năng suất lợi ích quốc gia thực nghiệm cho Việt Nam.

Sau khi cải thiện mức DTNHTU của Việt Nam và so sánh với DTNHTT, các phương pháp đều cho thấy rằng Việt Nam cần tiếp tục gia tăng DTNH nhưng không cần thị trường mở rộng DTNH. Ngược lại, luận án đã phân tích rằng phương pháp dựa theo chi phí-lợi ích của DTNH với mô hình của Ben-Bassat và Gottlieb (1992) là phù hợp áp dụng cho Việt Nam hiện tại. Tóm lại, luận án nêu lên những gợi ý chính sách bao gồm hoàn thiện cách tính các biến số trong mô hình, cải thiện trình độ mức DTNHTU cho nhân lực, và kiểm soát mức DTNHTU và gia tăng DTNH bằng cách dựa vào biến biến số là xác suất vốn quốc gia, chi phí tồn trữ do vốn quốc gia, chi phí cơ hội và DTNHTT. Các gợi ý chính sách gia tăng DTNH theo kế hoạch thị trường hiện tại là cần thị trường mở DTNH của Việt Nam khuyến khích tài trợ khi có biến động thị trường giúp Việt Nam phân bổ hợp lý nguồn lực quốc gia vào những hoạt động kinh tế-xã hội cần thiết.

DANH MỤC CÁC CÔNG TRÌNH CÔNG BỐ

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

1. Trần Văn Thành (2019), Ảnh hưởng của dự trữ ngoại hối đối với Việt Nam trong bối cảnh pháp luật ngân hàng, *Tạp chí Kinh tế và Dự báo*, số 13 tháng 05/2019, 21-26.
2. Trần Văn Thành & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2019), Mức dự trữ ngoại hối đối với Việt Nam theo pháp luật ngân hàng và pháp luật ARA EM, *Tạp chí Nghiên cứu tài chính tiền tệ*, số 14 (527), 18-25.
3. Trần Văn Thành & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2019), Ảnh hưởng của dự trữ ngoại hối đối với Việt Nam, *Tạp chí Ngân hàng*, số 13 tháng 7/2019, 2-9.
4. Trần Văn Thành & Lê Phan Thị Diệu Thảo (2019), Optimum reserves in Vietnam based on the approach of cost-benefit for holding reserves and sovereign risk, Kỷ yếu hội thảo quốc tế “International Conference on Finance, Accounting and Auditing 2019 (ICFAA 2019)”, Nhà xuất bản *Định hướng Kinh tế và Quản lý kinh tế*, Hà Nội, 2019, 988 - 1001.

TÀI LI U THAM KH O

Tài li u tham kh o ti ng Anh

1. Afrin, S. và c ng s (2014), The demand for international rserve of Bangladesh, Bangladesh Bank, January 2014.
2. Aubrey, H.G. (1960), Abstract of original research : Gold and the dollar crisis, *Challenge*, November 1960.
3. Ben-Bassat, A. và Gottlieb, D. (1992), Optimal international reserves and sovereign risk, *Journal of International Economics* 33 (1992), 345-362.
4. Bird, G. và Rajan, R. (2003), Too much of a good thing? The adequacy of international reserves in the aftermath of crises, Blackwell Publishing Ltd. 2003.
5. Bussiere, M và Mulder, C. (1999). External vulnerability in emerging market economies: how high liquidity can offset weak fundamentals and the effects of contagion”, IMF Working Paper No. 99/88, July 1999.
6. Calvo, G.A. và c ng s (2012), Optimal holdings of international reserves: self-insurance against sudden stop, *NBER working paper series*, National Bureau of Economic Research, July 2012.
7. Chowdhury, N.M. và c ng s (2014), An econometric analysis of the determinants of foreign exchange reserves in Bangladesh, *Journal of World Economic Research*, 2014, 3(6), pp.72-82.
8. Edison, H. (2003), Are foreign exchanges reserves in Asia too high?, *World Economic Outlook*, Sep. 2003, “Public debt in emerging markets”, IMF.
9. Ellsworth, P.T. (1961), Gold and the dollar crisis by Robert Traffin, *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 1 (Mar. 1961), pp.210 – 212.
10. Engle, R.F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, Volume 50, Issue 4 (Jul. 1982), 987-1008.
11. Engle, R.F. và Granger, C.W.J. (1987), Co-integration and error Correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55 (2), 251-276.
12. Frankel, J.A. và Jovanovic, B. (1981), Optimal international reserves : A stochastic framework, *The Economic Journal*, 91 (June 1981), pp.507-514.

13. Frankel, J.A. (1999), No single currency regime is right for all countries or at all times, *NBER working paper series*, National Bureau of Economic Research, September 1999.
14. Garcia, P. và Soto, C. (2006), Large hoardings of international reserves: are they worth it?, *External vulnerability and preventive policies*, Central Bank of Chile, 2006.
15. Gosselin, M.A. và Parent, N. (2005), An empirical analysis of foreign exchange reserves in emerging Asia, Bank of Canada Working Paper 2005-38, December 2005.
16. Greenspan, A. (1999), Currency reserves and debt, Remarks before the World Bank Conference on Recent Trends in Reserves Management, Washington DC, April 29, 1999.
17. Gujarati, D. (2004), Basic econometrics, Fourth edition, The McGraw-Hill Companies, 2004, tr.58-75.
18. Gujarati, D. (2011), Econometrics by example, MPG Books Group, Great Britain, tr.206-207 ; tr.212-215.
19. Hassler, U. và Wolters, J. (2006), Autoregressive distributed lag models and cointegration. *Allgemeines Statistisches Archiv* 90 (1). 59-74.
20. Hee-Ryang Ra (2007), Demand for international reserves: a case study for Korea, *The Journal of The Korean Economy*, Vol.8, No.1 (Spring 2007), 147-175.
21. Heller, H.R. (1966), Optimal international reserves, *The Economic Journal*, Vol. 76, No. 302 (Jun., 1966), pp. 296-311.
22. Hodrick, R.J. và Prescott, E.C. (1981), Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation, *Discussion Paper No. 451*, May 1981, The Center for Mathematical Studies in Economics and Management Sciences (CMS-EMS).
23. IMF (2009), Balance of payments and international investment position manual (sixth edition), 2009.
24. IMF (2011), Assessing reserve adequacy, February 14, 2011.
25. IMF (2012), International reserves: IMF concerns and country perspectives, IEO Report, Washington DC, IMF.

26. IMF (2013), Assessing reserve adequacy – Further considerations, *IMF Policy Paper*, November 13, 2013.
27. IMF (2014), Assessing reserve adequacy – Specific proposals, December 19, 2014.
28. IMF (2016), Guidance note on the assessment of reserve adequacy and related considerations, June 2016.
29. IMF (2018), Annual report on exchange arrangements and exchange restrictions 2017, March 2018.
31. Jeanne, O. và Ranciere, R. (2006), The optimal level of international reserves for emerging market countries: formulas and application, IMF Working Paper No. 06/229, October 2006.
32. Kaminsky, G.L.(1999), “Currency and banking crises: the early warnings of distress”, IMF Working Paper No. 99/178, December 1999.
33. Khan, K. và Ahmed, E. (2005), The demand for international reserves: a case study of Pakistan, *The Pakistan Development Review*, 44, Part II (2005), pp.939-957.
34. Kripfganz, S. và Schneider, D.C. (2016), ARDL: Stata module to estimate autoregressive distributed lag models, *Stata Conference*, Chicago, Jul. 29, 2016.
35. Nainwal, N. và c ng s (2013), Determinants of foreign exchange reserves in India: A post-reform analysis, *International Journal of Commerce, Business and Management*, ISSN: 2319-2828, Vol.2, No.6, December 2013.
36. Oputa, N.C và Ogunleye, T.S. (2010), External reserves accumulation and the estimation of the adequacy level for Nigeria, *Economic and financial review*, Vol. 48, No. 3 (September 2010), Central Bank of Nigeria.
37. Ozyildirim, S. và Yaman, B. (2005), Optimal versus adequate level of international reserves: evidence for Turkey, *Applied Economics*, 37: 13, 1557-1569.
38. Pesaran, M.H. và Shin, Y. (1999), An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis, in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chap. 11, 371–413. Cambridge, Cambridge University Press.

39. Pesaran, M. H. và c ñg s (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships, *Journal of Applied Econometrics* 16 (3), 289-326
40. Prabheesh, K.P. và c ñg s (2007), Demand for foreign exchange reserves in India: A co-integration approach, *South Asian Journal of Management* Vol.14, No.2, 2007, pp 36-46.
41. Prabheesh, K.P. (2013), Optimum international reserves and sovereign risk: Evidence from India, *Journal of Asian Economics (Elsevier Publication)*, 28, 76-86.
42. Ramachandran, M. (2004), The optimal level of international reserves: evidence for India, *Economics Letters*, 83 (2004), 365-370.
43. Rodrik, D. (2006), The social cost of foreign exchange reserves, *International Economic Journal*, Vol. 20, No. 3, 253-266, September 2006.
44. Sehgal, S. và Sharma, C. (2008), A study of adequacy, costs and determinants of international reserves in India, *International research journal of finance and economics*, ISSN 1450-2887 Issue 20 (2008), EuroJournals Publishing, Inc. 2008.
45. Shcherbakov, S. G. (2002), Foreign reserve adequacy: Case of Russia, Fifteenth Meeting of the IMF Committee on Balance of Payments Statistics, Canberra, Australia, October 21-25, 2002.
46. Shijaku, G. (2012), Optimal level of reserve holding: an empirical investigation in the case of Albania, Bank of Albania, 2012.
47. Silva Jr, A.F. và Da Silva, E.D. (2004), Optimal international reserves holdings in emerging markets economies: the Brazilian case, Banco Central do Brasil, 2004.
48. Sinem, E. và Nebiye, Y. (2014), Demand for international reserves in Turkey, *The Romanian Economic Journal*, 63, 2014.
49. Tecnica, G. (2012), Optimum and adequate level of international reserves, Banco de la Republica, Colombia.
50. Tule, M.K. và c ñg s (2015), *Determination of Optimal Foreign Exchange Reserves in Nigeria*, CBN Working Paper series CBN/WPS/01/2015/06, January 2015, Central Bank of Nigeria.

51. Wijnholds, J.O.B và Kapteyn, A. (2001), Reserve adequacy in emerging market economies, IMF Working Paper No.01/43, September 2001.

Tài liệu tham khảo tiếng Việt

1. Chính phủ (2014), Nghị quyết số 50/2014/N-CP ngày 20/05/2014 về quản lý dự trữ ngoại hối của Việt Nam.
2. Chính phủ (2015), Nghị quyết số 33/NQ-CP ngày 30/04/2015, *Nghị quyết phiên họp Chính phủ thường kỳ tháng 04/2015*.
3. Hà Phương (2018), Dự trữ ngoại hối Việt Nam cần kiểm soát, *Diễn đàn Doanh nghiệp*, truy cập tại <https://enternews.vn/index.php/du-tru-ngoai-hoi-dat-muc-ky-luc-129813.html>
4. Lê Phan Thị Diễm Thảo và Nguyễn Trần Phúc (2015), Tài chính quốc tế, Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM, Nhà xuất bản Phương Đông 2015, tr.59-60.
5. Lê Thị Thuận Nghĩa và Phạm Thị Hoàng Anh (2013), Quy mô và cấu trúc dự trữ ngoại hối của Việt Nam thời kỳ hậu WTO, *Tạp chí Ngân hàng*, số 2 và 3, tháng 03/2013.
6. NHNN (2005- 2018), *Báo cáo thường niên từ 2004 đến 2017*, Ngân hàng Nhà nước.
7. NHNN (2016), *Quản lý dự trữ ngoại hối của Việt Nam: Kinh nghiệm quốc tế và khuyến nghị cho Việt Nam*, tài liệu chuyên ngành thu của NHNN năm 2016, mã số DTNH. 10/2016.
8. Nguyễn Lan (2018), Dự trữ ngoại hối của Việt Nam tăng tới 73%, *Thời báo kinh tế Sài Gòn*, truy cập tại <https://www.thesaigontimes.vn/273629/Du-no-nuoc-ngoai-cua-Viet-Nam-tang-dot-bien-73.htm>.
9. Nguyễn Ngọc Thành và Võ Minh Long (2018), Kinh tế Việt Nam: Nhìn lại năm 2017 và triển vọng năm 2018, *Tạp chí Tài Chính*, truy cập tại <http://tapchitaichinh.vn/nghien-cuu--trao-doi/trao-doi-binh-luan/kinh-te-viet-nam-nhin-lai-nam-2017-va-trien-vong-nam-2018-135405.html>.
10. Nguyễn Thị Xuân Phương (2012), Quản lý dự trữ ngoại hối tại Việt Nam – Thực trạng và xu hướng, *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 75, tháng 06/2012.
11. Nguyễn Văn Tiến (2010), *Giáo trình Tài chính quốc tế*, Nhà xuất bản Thống kê 2010, tr.45 – 46, tr. 618 – 619.

12. Nhóm sinh viên *Đại học Kinh tế TP.HCM* (2010), *Đề tài nghiên cứu khoa học sinh viên “Nhà kinh tế trẻ - Năm 2010”*, tháng 06/2010.
13. Phan Tiến Nam (2017), *Đề tài nghiên cứu khoa học sinh viên “Nhà kinh tế trẻ - Năm 2017”*, tháng 03/2017.
14. *Thị báo Ngân hàng* (2009), *Biện pháp thúc đẩy thành tựu kinh tế - xã hội và phát triển công nghệ tài chính*, truy cập tại https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/menu/rm/apph/tbnh/tbnh_chitiet?leftWidth=20%25&showFooter=false&showHeader=false&dDocName=CNTHWEBAP01162530464&rightWidth=0%25¢erWidth=80%25&_afLoop=7635333458471407#%40%3F_afLoop%3D7635333458471407%26centerWidth%3D80%2525%26dDocName%3DCNTHWEBAP01162530464%26leftWidth%3D20%2525%26rightWidth%3D0%2525%26showFooter%3Dfalse%26showHeader%3Dfalse%26_adf.ctrl-state%3D13fu7vvhg4_9.
15. Tô Trung Thành (2013), *Thống kê cán cân thanh toán và giá trị xuất nhập khẩu*, *Trên Tạp chí Kinh tế - Xã hội* Quốc gia Hà Nội, truy cập tại <http://dl.ueb.vnu.edu.vn/>.
16. Trần Kim Anh (2019), *Tác động của đổi mới kinh tế và môi trường tài chính*, Luận án tiến sĩ kinh tế, Chuyên ngành Tài chính Ngân hàng, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
17. Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia (2019), *Phó Thủ tướng: Giám sát nền kinh tế ngoài nước doanh nghiệp*, truy cập tại <http://nfsc.gov.vn/vi/pho-thu-tuong-giam-sat-no-nuoc-ngoai-cua-tung-doanh-nghiep/>.
18. Ủy ban Thường vụ Quốc hội (2005), *Pháp lệnh số 28/2005/PL-UBTVQH11 ngày 13/12/2005*.
19. Ủy ban Thường vụ Quốc hội (2013), *Pháp lệnh số 06/2013/UBTVQH13 ngày 18/03/2013 về Pháp lệnh sửa đổi, bổ sung một số điều của Pháp lệnh số 28/2005/PL-UBTVQH11*.

PH L C 1

**CL NGM CD TR NGO IH IT I UB NG
PH NG PHÁP OL NG THEO KINH NGHI M**

Ph 1 c 1.1. B ng d li u thu th p ã c x lý giai o n 2005 - 2017

B NG D LI U THU TH P ã C X LÝ GIAI O N 2005 – 2017

VT: USD

N M	D TR NGO IH I TH CT	DOANH S NH P KH U	DOANH S XU T KH U	N N C NGOÀI NG N H N	V N UT GIÁN TI P	CUNG TI N R NG M2
2005	9,216,467,261	36,788,062,426	32,544,162,630	2,040,424,000	1,205,000,000	40,875,510,000
2006	13,590,986,809	44,919,220,636	39,912,369,460	2,439,000,000	2,518,000,000	52,295,930,000
2007	23,747,734,370	62,773,252,971	48,653,225,108	4,390,000,000	8,761,000,000	77,807,260,000
2008	24,175,912,525	80,724,636,642	62,830,579,693	4,200,704,000	8,183,000,000	91,190,720,000
2009	16,803,158,161	69,958,722,859	57,554,706,246	4,779,000,000	8,311,000,000	106,486,320,000
2010	12,926,169,011	83,378,268,224	70,292,144,819	6,928,431,000	10,694,000,000	130,905,890,000
2011	14,045,561,449	104,437,673,733	93,441,682,598	10,778,000,000	11,758,000,000	133,299,960,000
2012	26,112,815,991	111,679,609,030	111,350,146,795	12,347,097,000	13,021,000,000	165,893,000,000
2013	26,287,179,896	129,293,910,141	128,807,744,123	12,166,322,000	14,407,000,000	199,402,000,000
2014	34,575,170,166	144,824,133,926	145,936,697,447	13,601,348,000	14,500,000,000	236,404,000,000
2015	28,615,884,805	175,784,417,652	160,012,724,180	11,987,955,000	14,435,000,000	263,656,300,000
2016	36,905,580,573	185,291,938,197	175,637,622,200	14,007,649,000	14,483,000,000	307,319,800,000
2017	49,497,307,812	219,691,133,542	210,099,766,590	21,900,000,000	16,372,000,000	346,438,580,000

Ngu n : IFS, World Bank, CEIC Data, Bloomberg (2018) và tác gi tính toán

Ph 1 c 1.2. B ng quy mô DTNH Vi t Nam giai o n 2005 – 2017

QUY MÔ D TR NGO IH I VI T NAM GIAI O N 2005 – 2017

N M	D TR NGO IH I (USD)	T C T NG C A DTNH (%)
2005	9,216,467,261	
2006	13,590,986,809	47.46
2007	23,747,734,370	74.73
2008	24,175,912,525	1.80
2009	16,803,158,161	-30.50
2010	12,926,169,011	-23.07
2011	14,045,561,449	8.66
2012	26,112,815,991	85.92
2013	26,287,179,896	0.67
2014	34,575,170,166	31.53
2015	28,615,884,805	-17.24
2016	36,905,580,573	28.97
2017	49,497,307,812	34.12
T c t ng trung bình 2005 - 2017		20.25
T c t ng trung bình 2010 - 2017		18.69

Ngu n : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác gi tính toán

**Ph 1 c 1.3. B ng tính DTNHTU Vi t Nam theo doanh s nh p kh u giai o n
2005 – 2017**

**D TR NGO IH IT I UC A VI T NAM THEO DOANH S NH P
KH U GIAI O N 2005 – 2017**

N M	DTNH TH C T (USD)	DOANH S NH P KH U (USD)	NK TRUNG BÌNH THEO THÁNG (USD)	T C T NG C A NK (%)	DTNH TH C T THEO THÁNG NK (L N)	DTNH T I U (USD)	CHÈNH L CH GI A DTNH TT VÀ DTNHTU (USD)
2005	9,216,467,261	36,788,062,426	3,065,671,869		3.01	9,197,015,607	19,451,655
2006	13,590,986,809	44,919,220,636	3,743,268,386	22.10	3.63	11,229,805,159	2,361,181,650
2007	23,747,734,370	62,773,252,971	5,231,104,414	39.75	4.54	15,693,313,243	8,054,421,127
2008	24,175,912,525	80,724,636,642	6,727,053,054	28.60	3.59	20,181,159,161	3,994,753,365
2009	16,803,158,161	69,958,722,859	5,829,893,572	-13.34	2.88	17,489,680,715	-686,522,554
2010	12,926,169,011	83,378,268,224	6,948,189,019	19.18	1.86	20,844,567,056	-7,918,398,045
2011	14,045,561,449	104,437,673,733	8,703,139,478	25.26	1.61	26,109,418,433	-12,063,856,984
2012	26,112,815,991	111,679,609,030	9,306,634,086	6.93	2.81	27,919,902,258	-1,807,086,267
2013	26,287,179,896	129,293,910,141	10,774,492,512	15.77	2.44	32,323,477,535	-6,036,297,639
2014	34,575,170,166	144,824,133,926	12,068,677,827	12.01	2.86	36,206,033,482	-1,630,863,316
2015	28,615,884,805	175,784,417,652	14,648,701,471	21.38	1.95	43,946,104,413	-15,330,219,608
2016	36,905,580,573	185,291,938,197	15,440,994,850	5.41	2.39	46,322,984,549	-9,417,403,976
2017	49,497,307,812	219,691,133,542	18,307,594,462	18.56	2.70	54,922,783,386	-5,425,475,574
T c t ng trung bình c a NK giai o n 2010 - 2017				15.56			

Ngu n : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác gi tính toán

Ph 1 c 1.4. B ng tính DTNHTU Vi t Nam theo n n c ngoài ng n h n giai o n 2005 – 2017

D TR NGO IH IT I UC A VI T NAM THEO N N C NGOÀI

NG NH N GIAI O N 2005 – 2017

N M	DTNH TH C T (USD)	N N C NGOÀI NG N H N (USD)	T C T NG C AN NN NG N H N (%)	T L DTNH/NN NG N H N (%)	D TR NGO IH I T I U (USD)	CHÈNH L CH GI A DTNH TT VÀ DTNHTU (USD)
2005	9,216,467,261	2,040,424,000		452	2,040,424,000	7,176,043,261
2006	13,590,986,809	2,439,000,000	19.53	557	2,439,000,000	11,151,986,809
2007	23,747,734,370	4,390,000,000	79.99	541	4,390,000,000	19,357,734,370
2008	24,175,912,525	4,200,704,000	-4.31	576	4,200,704,000	19,975,208,525
2009	16,803,158,161	4,779,000,000	13.77	352	4,779,000,000	12,024,158,161
2010	12,926,169,011	6,928,431,000	44.98	187	6,928,431,000	5,997,738,011
2011	14,045,561,449	10,778,000,000	55.56	130	10,778,000,000	3,267,561,449
2012	26,112,815,991	12,347,097,000	14.56	211	12,347,097,000	13,765,718,991
2013	26,287,179,896	12,166,322,000	-1.46	216	12,166,322,000	14,120,857,896
2014	34,575,170,166	13,601,348,000	11.80	254	13,601,348,000	20,973,822,166
2015	28,615,884,805	11,987,955,000	-11.86	239	11,987,955,000	16,627,929,805
2016	36,905,580,573	14,007,649,000	16.85	263	14,007,649,000	22,897,931,573
2017	49,497,307,812	21,900,000,000*	56.34	226	21,900,000,000	27,597,307,812
T c t ng trung bình c a n n c ngoài ng n h n giai o n 2005 – 2017			24.65			

Ngu n : IFS , World Bank (2018) và tác gi tính toán

* Riêng n n c ngoài ng n h n n m 2017 l y theo Báo cáo v s đ ng v n vay và qu n lý n công 2017, k ho ch 2018 do Chính ph trình Qu c h i vào tháng 6/2018 (Ng c Lan, 2018).

**Ph 1 c 1.5. B ng tính DTNHTU Vi t Nam theo cung ti n r ng M2 giai o n
2005 – 2017**

D TR NGO IH IT I UC A VI T NAM THEO CUNG TI N R NG M2

GIAI O N 2005 – 2017

N M	DTNH TH C T (USD)	CUNG TI N R NG M2 (USD)	T C T NG C A M2 (%)	T L DTNH/M2 (%)	D TR NGO IH I T I U (USD)	CHÊNHL CH GI A DTNH TT VÀ DTNHTU (USD)
2005	9,216,467,261	40,875,510,000		22.55	8,175,102,000	1,041,365,261
2006	13,590,986,809	52,295,930,000	27.94	25.99	10,459,186,000	3,131,800,809
2007	23,747,734,370	77,807,260,000	48.78	30.52	15,561,452,000	8,186,282,370
2008	24,175,912,525	91,190,720,000	17.20	26.51	18,238,144,000	5,937,768,525
2009	16,803,158,161	106,486,320,000	16.77	15.78	21,297,264,000	-4,494,105,839
2010	12,926,169,011	130,905,890,000	22.93	9.87	26,181,178,000	-13,255,008,989
2011	14,045,561,449	133,299,960,000	1.83	10.54	26,659,992,000	-12,614,430,551
2012	26,112,815,991	165,893,000,000	24.45	15.74	33,178,600,000	-7,065,784,009
2013	26,287,179,896	199,402,000,000	20.20	13.18	39,880,400,000	-13,593,220,104
2014	34,575,170,166	236,404,000,000	18.56	14.63	47,280,800,000	-12,705,629,834
2015	28,615,884,805	263,656,300,000	11.53	10.85	52,731,260,000	-24,115,375,195
2016	36,905,580,573	307,319,800,000	16.56	12.01	61,463,960,000	-24,558,379,427
2017	49,497,307,812	346,438,580,000	12.73	14.29	69,287,716,000	-19,790,408,188
T c t ng trung bình c a cung ti n r ng M2 giai o n 2010 – 2017			16.10			

Ngu n : IFS, CEIC Data (2018) và tác gi tính toán

**Ph 1 c 1.6. B ng tính DTNHTU Vi t Nam theo ph ng pháp ARA EM giai
o n 2005 – 2017**

**D TR NGO IH IT I U VI T NAM THEO PH NG PHÁP ARA EM
GIAI O N 2005 – 2017**

VT: USD

N M	D TR NGO IH I TH CT	N N C NGOÀNG N H N	V N UT GIÁN TI P	CUNG TI N R NG M2	DOANH S XU T KH U	D TR NGO IH I T I U	CHÊNH L CH GI A DTNHTT VÀ DTNHTU
2005	9,216,467,261	2,040,424,000	1,205,000,000	40,875,510,000	32,544,162,630	6,151,318,963	3,065,148,298
2006	13,590,986,809	2,439,000,000	2,518,000,000	52,295,930,000	39,912,369,460	7,841,333,446	5,749,653,363
2007	23,747,734,370	4,390,000,000	8,761,000,000	77,807,260,000	48,653,225,108	11,824,885,511	11,922,848,859
2008	24,175,912,525	4,200,704,000	8,183,000,000	91,190,720,000	62,830,579,693	13,739,405,169	10,436,507,356
2009	16,803,158,161	4,779,000,000	8,311,000,000	106,486,320,000	57,554,706,246	14,175,686,625	2,627,471,536
2010	12,926,169,011	6,928,431,000	10,694,000,000	130,905,890,000	70,292,144,819	17,791,838,282	-4,865,669,271
2011	14,045,561,449	10,778,000,000	11,758,000,000	133,299,960,000	93,441,682,598	21,594,166,260	-7,548,604,811
2012	26,112,815,991	12,347,097,000	13,021,000,000	165,893,000,000	111,350,146,795	25,737,993,780	374,822,211
2013	26,287,179,896	12,166,322,000	14,407,000,000	199,402,000,000	128,807,744,123	29,382,171,012	-3,094,991,116
2014	34,575,170,166	13,601,348,000	14,500,000,000	236,404,000,000	145,936,697,447	33,394,274,145	1,180,896,021
2015	28,615,884,805	11,987,955,000	14,435,000,000	263,656,300,000	160,012,724,180	35,667,473,918	-7,051,589,113
2016	36,905,580,573	14,007,649,000	14,483,000,000	307,319,800,000	175,637,622,200	40,028,646,920	-3,123,066,347
2017	49,497,307,812	21,900,000,000	16,372,000,000	346,438,580,000	210,099,766,590	48,176,305,659	1,321,002,153

Ngu n : IFS, World Bank, CEIC Data, Bloomberg (2018) và tác gi tính toán

PH L C 2

**CL NGM CD TR NGO IH IT I UB NG
PH NG PHÁP D A THEO CÁC Y UT NH H NG
ND TR NGO IH I**

Ph 1 c 2.1. B ng d li u thu th p ã c x lý giai o n 2005 - 2017

B NG D LI U THU TH P ã C X LÝ GIAI O N 2005 – 2017

Quý	D tr ngo i h i	GDP danh ngh a hi n hành	Doanh s nh p kh u	Doanh s xu t kh u	V n u t giá n t i p	T giá cu i quý VCB	Lãi su t cho vay VND
<i>VT</i>	USD	USD	USD	USD	USD	VND/USD	%/n m
Q1.2005	8,067,889,609	10,379,360,465.12	8,025,788,519	7,423,680,638	340,000,000	15,824	10.82
Q2.2005	8,008,941,800	13,603,295,942.55	9,827,694,518	7,514,021,417	340,000,000	15,856	10.88
Q3.2005	8,752,768,928	12,951,037,603.40	9,149,133,675	9,062,125,953	340,000,000	15,896	11.08
Q4.2005	9,216,467,261	15,790,500,246.64	9,785,445,714	8,544,334,622	1,205,000,000	15,917	11.33
Q1.2006	10,907,963,064	11,571,616,871.70	9,353,322,507	9,196,828,794	1,403,000,000	15,932	11.18
Q2.2006	11,458,391,867	15,092,445,139.92	11,841,413,697	9,768,021,855	1,677,000,000	15,997	11.18
Q3.2006	12,068,741,898	15,366,020,200.63	11,779,266,292	10,914,699,006	1,879,000,000	16,056	11.18
Q4.2006	13,590,986,809	18,623,296,797.40	11,945,218,140	10,032,819,805	2,518,000,000	16,055	11.18
Q1.2007	18,533,442,260	13,159,313,572.54	12,200,505,379	10,559,189,665	3,609,000,000	16,025	11.18
Q2.2007	21,001,961,710	17,421,685,435.89	15,104,839,453	11,469,822,631	5,109,000,000	16,136	11.18
Q3.2007	22,813,103,339	18,315,336,395.30	15,680,946,460	12,917,463,609	7,172,000,000	16,100	11.18
Q4.2007	23,747,734,370	22,470,726,355.47	19,786,961,679	13,706,749,203	8,761,000,000	16,030	11.18
Q1.2008	26,743,982,118	15,762,158,808.93	21,388,439,242	14,573,683,109	10,028,000,000	16,120	12.32
Q2.2008	22,559,770,745	21,386,855,676.94	23,021,281,926	15,852,671,073	9,794,000,000	16,844	16.64
Q3.2008	24,135,804,456	24,012,417,523.76	19,663,834,199	18,057,514,763	9,641,000,000	16,620	20.10
Q4.2008	24,175,912,526	23,347,146,281.58	16,651,081,275	14,346,710,748	8,183,000,000	17,486	14.08
Q1.2009	23,308,237,839	17,477,586,788.00	13,458,910,480	15,015,210,698	7,609,000,000	17,802	9.54
Q2.2009	20,565,930,669	23,621,227,885.33	16,908,404,940	13,586,915,859	7,742,000,000	17,801	9.57
Q3.2009	19,091,125,421	23,756,126,193.21	18,698,737,176	14,295,442,677	7,901,000,000	17,841	10.19
Q4.2009	16,803,158,161	24,889,579,940.86	20,892,670,263	14,657,137,012	8,311,000,000	18,479	10.98
Q1.2010	14,214,886,167	18,999,738,219.90	18,036,948,186	14,505,575,871	9,601,000,000	19,100	12.00
Q2.2010	14,523,730,028	25,775,130,890.05	20,742,598,898	17,108,796,707	10,081,000,000	19,100	13.44
Q3.2010	14,537,105,505	25,183,900,120.82	20,515,760,836	19,430,834,129	10,248,000,000	19,500	13.17
Q4.2010	12,926,169,011	31,626,564,102.56	24,082,960,304	19,246,938,112	10,694,000,000	19,500	13.93

Q1.2011	12,681,708,961	21,124,198,947.87	22,156,609,355	19,768,714,007	10,912,000,000	20,910	16.05
Q2.2011	15,723,825,677	30,763,773,894.03	26,720,800,699	21,976,892,741	11,235,000,000	20,620	18.02
Q3.2011	15,873,716,575	30,199,672,353.45	26,609,234,283	26,411,624,196	11,581,000,000	20,834	17.91
Q4.2011	14,045,561,449	38,497,589,640.17	28,951,029,396	25,284,451,654	11,758,000,000	21,036	15.84
Q1.2012	18,340,324,556	26,163,326,941.51	24,918,190,715	25,342,416,934	12,532,000,000	20,860	15.30
Q2.2012	20,623,332,502	33,696,983,691.70	28,056,632,459	26,461,421,545	12,822,000,000	20,925	13.87
Q3.2012	22,244,353,172	34,531,316,161.04	27,563,090,328	30,057,041,623	13,021,000,000	20,900	12.49
Q4.2012	26,112,815,991	61,189,341,566.24	31,141,695,528	29,489,266,693	13,021,000,000	20,860	12.23
Q1.2013	28,867,374,222	32,617,748,091.60	28,983,831,548	29,357,891,489	13,406,000,000	20,960	11.68
Q2.2013	25,296,578,364	38,802,204,738.59	32,211,452,650	30,694,335,324	14,113,000,000	21,200	10.08
Q3.2013	24,858,376,566	43,096,650,764.89	32,914,466,345	33,837,880,251	14,031,000,000	21,140	9.69
Q4.2013	26,287,179,896	55,152,603,505.51	35,184,159,598	34,917,637,059	14,407,000,000	21,125	9.63
Q1.2014	34,175,088,881	35,822,253,787.88	31,960,492,930	33,249,643,311	14,419,000,000	21,120	9.48
Q2.2014	36,228,183,481	42,275,967,185.90	34,304,295,166	35,482,518,660	14,730,000,000	21,360	8.28
Q3.2014	37,217,799,550	48,015,013,279.58	36,009,846,926	38,135,568,154	14,681,000,000	21,195	8.40
Q4.2014	34,575,170,166	58,070,863,033.82	42,549,498,904	39,068,967,322	14,500,000,000	21,380	8.16
Q1.2015	37,296,744,236	37,465,632,237.15	41,013,230,505	37,557,862,948	14,447,000,000	21,590	7.23
Q2.2015	37,686,617,675	43,998,195,601.68	43,232,283,596	39,294,906,729	14,607,000,000	21,840	7.23
Q3.2015	31,024,749,237	45,208,317,874.19	43,932,052,259	42,406,584,572	14,528,000,000	22,510	6.96
Q4.2015	28,615,884,805	59,346,576,558.50	47,606,851,292	40,753,369,931	14,435,000,000	22,540	6.96
Q1.2016	32,016,963,829	38,088,017,917.13	39,573,435,037	40,539,466,126	14,369,000,000	22,325	6.96
Q2.2016	35,415,985,640	46,060,281,098.09	46,221,420,963	42,420,917,216	14,678,000,000	22,340	6.96
Q3.2016	38,054,895,541	51,863,700,089.33	47,340,781,729	45,605,756,149	15,039,000,000	22,335	6.96
Q4.2016	36,905,580,573	61,606,302,409.61	52,156,300,468	47,071,482,709	14,483,000,000	22,785	6.96
Q1.2017	38,232,435,679	40,877,885,037.30	47,680,692,821	44,488,249,810	15,192,000,000	22,790	6.96
Q2.2017	39,601,245,068	49,540,296,780.88	52,962,645,037	50,721,754,245	15,635,000,000	22,770	6.96
Q3.2017	41,775,108,127	55,946,273,366.35	56,062,691,567	56,121,716,683	16,005,000,000	22,760	7.11
Q4.2017	49,497,307,812	73,823,580,883.20	62,985,104,117	58,768,045,852	16,372,000,000	22,735	7.40

Nguồn : IFS, GSO, Bloomberg, CEIC Data, NHNN (2018) và tác giả xử lý dữ liệu

Ph 1 c 2.2. Tính bi n s bi n ng xu t kh u

Ph 1 c 2.2.1. B NG TÍNH K T QU BI N NG XU T KH U THEO QUÝ

GIAI O N 2004 - 2017

QUÝ	DOANH S XU T KH U (USD)	T L THAY I XU T KH U (expch)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h_t)	BI N NG XU T KH U (L CH CHU N - expv)
Q1.2003	4,821,607,259	/	/	/
Q2.2003	4,993,292,460	/	/	/
Q3.2003	5,451,881,656	/	/	/
Q4.2003	4,893,631,604	/	/	/
Q1.2004	5,900,151,520	0.22369	0.01710	0.13077
Q2.2004	6,178,940,315	0.23745	0.01710	0.13077
Q3.2004	7,427,864,196	0.36244	0.00734	0.08569
Q4.2004	7,023,297,857	0.43519	0.00767	0.08757
Q1.2005	7,423,680,638	0.25822	0.02085	0.14440
Q2.2005	7,514,021,417	0.21607	0.03700	0.19235
Q3.2005	9,062,125,953	0.22002	0.00858	0.09265
Q4.2005	8,544,334,622	0.21657	0.00726	0.08519
Q1.2006	9,196,828,794	0.23885	0.00729	0.08540
Q2.2006	9,768,021,855	0.29997	0.00726	0.08521
Q3.2006	10,914,699,006	0.20443	0.00771	0.08783
Q4.2006	10,032,819,805	0.17421	0.01196	0.10937
Q1.2007	10,559,189,665	0.14813	0.00726	0.08521
Q2.2007	11,469,822,631	0.17422	0.00801	0.08951
Q3.2007	12,917,463,609	0.18349	0.00953	0.09761
Q4.2007	13,706,749,203	0.36619	0.00801	0.08951
Q1.2008	14,573,683,109	0.38019	0.00767	0.08756
Q2.2008	15,852,671,073	0.38212	0.02153	0.14673
Q3.2008	18,057,514,763	0.39791	0.02422	0.15561
Q4.2008	14,346,710,748	0.04669	0.02460	0.15686
Q1.2009	15,015,210,698	0.03030	0.02795	0.16717
Q2.2009	13,586,915,859	-0.14293	0.02304	0.15179
Q3.2009	14,295,442,677	-0.20834	0.02636	0.16236
Q4.2009	14,657,137,012	0.02164	0.08082	0.28428
Q1.2010	14,505,575,871	-0.03394	0.11058	0.33253
Q2.2010	17,108,796,707	0.25921	0.02824	0.16806
Q3.2010	19,430,834,129	0.35923	0.04243	0.20598
Q4.2010	19,246,938,112	0.31314	0.00864	0.09295
Q1.2011	19,768,714,007	0.36284	0.02028	0.14241
Q2.2011	21,976,892,741	0.28454	0.01345	0.11599
Q3.2011	26,411,624,196	0.35926	0.02092	0.14465
Q4.2011	25,284,451,654	0.31369	0.01047	0.10234
Q1.2012	25,342,416,934	0.28195	0.02029	0.14243
Q2.2012	26,461,421,545	0.20406	0.01352	0.11627

QUÝ	DOANH S XU T KH U (USD)	T L THAY I XU T KH U (expch)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h _t)	BI N NG XU T KH U (L CH CHU N - expv)
Q3.2012	30,057,041,623	0.13802	0.01025	0.10125
Q4.2012	29,489,266,693	0.16630	0.00726	0.08522
Q1.2013	29,357,891,489	0.15845	0.01033	0.10163
Q2.2013	30,694,335,324	0.15997	0.00839	0.09158
Q3.2013	33,837,880,251	0.12579	0.00883	0.09398
Q4.2013	34,917,637,059	0.18408	0.00874	0.09349
Q1.2014	33,249,643,311	0.13256	0.01146	0.10706
Q2.2014	35,482,518,660	0.15600	0.00765	0.08745
Q3.2014	38,135,568,154	0.12701	0.01081	0.10399
Q4.2014	39,068,967,322	0.11889	0.00899	0.09479
Q1.2015	37,557,862,948	0.12957	0.01134	0.10649
Q2.2015	39,294,906,729	0.10744	0.01218	0.11035
Q3.2015	42,406,584,572	0.11200	0.01109	0.10532
Q4.2015	40,753,369,931	0.04311	0.01349	0.11615
Q1.2016	40,539,466,126	0.07939	0.01295	0.11379
Q2.2016	42,420,917,216	0.07955	0.02374	0.15407
Q3.2016	45,605,756,149	0.07544	0.01736	0.13175
Q4.2016	47,071,482,709	0.15503	0.01733	0.13166
Q1.2017	44,488,249,810	0.09741	0.01798	0.13408
Q2.2017	50,721,754,245	0.19568	0.00905	0.09512
Q3.2017	56,121,716,683	0.23058	0.01477	0.12152
Q4.2017	58,768,045,852	0.24849	0.00737	0.08583

Ng u n : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác gi tnh toán

Ph 1 c 2.2.2. KI M NH HI U NG ARCH C ABI N expch

```
. edit
. *(2 variables, 56 observations pasted into data editor)
. tsset stt
  time variable: stt, 1 to 56
  delta: 1 unit
. reg expch
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	56
Model	0	0	.	F(0, 55) =	0.00
Residual	.911910867	55	.016580198	Prob > F =	.
Total	.911910867	55	.016580198	R-squared =	0.0000
				Adj R-squared =	0.0000
				Root MSE =	.12876

expch	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_cons	.1891332	.0172068	10.99	0.000	.15465 .2236165

```
. estat archlm, lags(1/8)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
```

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	15.693	1	0.0001
2	15.264	2	0.0005
3	15.419	3	0.0015
4	16.370	4	0.0026
5	17.372	5	0.0038
6	17.613	6	0.0073
7	18.249	7	0.0109
8	18.128	8	0.0203

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

Ngũ n : Tác gi x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.2.3. MÔ HÌNH ARCH(2) C A BI N expch

```
. arch expch, arch(2)
```

```
(setting optimization to BHHH)
```

```
Iteration 0: log likelihood = 38.88448
```

```
Iteration 1: log likelihood = 40.446783
```

```
Iteration 2: log likelihood = 40.499056
```

```
Iteration 3: log likelihood = 40.507618
```

```
Iteration 4: log likelihood = 40.509424
```

```
(switching optimization to BFGS)
```

```
Iteration 5: log likelihood = 40.509803
```

```
Iteration 6: log likelihood = 40.509906
```

```
Iteration 7: log likelihood = 40.509907
```

```
ARCH family regression
```

```
Sample: 1 - 56
```

```
Number of obs = 56
```

```
Distribution: Gaussian
```

```
Wald chi2(.) = .
```

```
Log likelihood = 40.50991
```

```
Prob > chi2 = .
```

expch	OPG					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
expch						
_cons	.2104465	.0186212	11.30	0.000	.1739495	.2469435
ARCH						
arch						
L2.	.5892158	.2325337	2.53	0.011	.1334582	1.044973
_cons	.0072387	.0025692	2.82	0.005	.0022032	.0122743

```
. predict var, variance
```

```
. gen expv=sqrt(var)
```

Ngũ n : Tác gi x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.3. Tính bi n s bi n ng t giá

Ph 1 c 2.3.1. B NG TÍNH K T QU BI N NG T GIÁ THEO QU Ý GIAI

O N 2003 - 2017

QU Ý	T GIÁ (VND/USD)	LOGARIT C A T GIÁ (lnxrate)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h_t)	BI N NG T GIÁ (L CH CHU N - erv)
Q1.2003	15443	9.64491	0.03343	0.18284
Q2.2003	15499	9.64853	0.03343	0.18284
Q3.2003	15557	9.65227	0.03343	0.18284
Q4.2003	15646	9.65797	0.03343	0.18284
Q1.2004	15725	9.66301	0.09445	0.30732
Q2.2004	15724	9.66294	0.09227	0.30376
Q3.2004	15756	9.66498	0.09004	0.30007
Q4.2004	15778	9.66637	0.08670	0.29445
Q1.2005	15824	9.66928	0.08380	0.28949
Q2.2005	15856	9.67130	0.08384	0.28956
Q3.2005	15896	9.67382	0.08268	0.28755
Q4.2005	15917	9.67514	0.08190	0.28618
Q1.2006	15932	9.67608	0.08027	0.28331
Q2.2006	15997	9.68016	0.07914	0.28132
Q3.2006	16056	9.68384	0.07775	0.27884
Q4.2006	16055	9.68378	0.07703	0.27754
Q1.2007	16025	9.68191	0.07652	0.27661
Q2.2007	16136	9.68881	0.07431	0.27260
Q3.2007	16100	9.68657	0.07235	0.26897
Q4.2007	16030	9.68222	0.07238	0.26903
Q1.2008	16120	9.68782	0.07337	0.27087
Q2.2008	16844	9.73175	0.06974	0.26408
Q3.2008	16620	9.71836	0.07091	0.26629
Q4.2008	17486	9.76916	0.07321	0.27057
Q1.2009	17802	9.78707	0.07025	0.26505
Q2.2009	17801	9.78701	0.04922	0.22185
Q3.2009	17841	9.78925	0.05523	0.23501
Q4.2009	18479	9.82439	0.03428	0.18514
Q1.2010	19100	9.85744	0.02810	0.16762
Q2.2010	19100	9.85744	0.02812	0.16768
Q3.2010	19500	9.87817	0.02739	0.16549
Q4.2010	19500	9.87817	0.01723	0.13126
Q1.2011	20910	9.94798	0.00988	0.09939
Q2.2011	20620	9.93402	0.00988	0.09939
Q3.2011	20834	9.94434	0.00636	0.07974
Q4.2011	21036	9.95399	0.00636	0.07974
Q1.2012	20860	9.94559	0.00069	0.02624
Q2.2012	20925	9.94870	0.00106	0.03256

QUÝ	T GIÁ (VND/USD)	LOGARIT C A T GIÁ ($\ln \text{exrate}$)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h_t)	BI N NG T GIÁ (L CH CHU N - erv)
Q3.2012	20900	9.94750	0.00075	0.02736
Q4.2012	20860	9.94559	0.00065	0.02542
Q1.2013	20960	9.95037	0.00073	0.02693
Q2.2013	21200	9.96176	0.00068	0.02607
Q3.2013	21140	9.95892	0.00070	0.02636
Q4.2013	21125	9.95821	0.00073	0.02693
Q1.2014	21120	9.95798	0.00066	0.02575
Q2.2014	21360	9.96928	0.00070	0.02638
Q3.2014	21195	9.96152	0.00066	0.02577
Q4.2014	21380	9.97021	0.00066	0.02566
Q1.2015	21590	9.97999	0.00066	0.02563
Q2.2015	21840	9.99150	0.00086	0.02927
Q3.2015	22510	10.02171	0.00069	0.02632
Q4.2015	22540	10.02305	0.00088	0.02973
Q1.2016	22325	10.01346	0.00128	0.03572
Q2.2016	22340	10.01413	0.00198	0.04447
Q3.2016	22335	10.01391	0.00505	0.07107
Q4.2016	22785	10.03386	0.00523	0.07231
Q1.2017	22790	10.03408	0.00403	0.06352
Q2.2017	22770	10.03320	0.00411	0.06412
Q3.2017	22760	10.03276	0.00409	0.06392
Q4.2017	22735	10.03166	0.00679	0.08240

Nguồn : Ngân hàng Nhà nước – NHNN (2018) và tác giả tính toán

Ph 1 c 2.3.2. KI M NH HI U NG ARCH C A BI N lnexrate

```
. edit
. *(2 variables, 60 observations pasted into data editor)
. tsset stt
    time variable: stt, 1 to 60
    delta: 1 unit
. reg lnexrate
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 60		
Model	0	0	.	F(0, 59) =	0.00	
Residual	1.23675428	59	.020961937	Prob > F =	.	
Total	1.23675428	59	.020961937	R-squared =	0.0000	
				Adj R-squared =	0.0000	
				Root MSE =	.14478	

lnexrate	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_cons	9.840987	.0186913	526.50	0.000	9.803585	9.878388

```
. estat archlm, lags(1/8)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
```

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	54.470	1	0.0000
2	53.380	2	0.0000
3	52.516	3	0.0000
4	51.595	4	0.0000
5	50.589	5	0.0000
6	49.603	6	0.0000
7	48.765	7	0.0000
8	47.788	8	0.0000

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

Nguồn: Tác giả x lý và copy từ ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.3.3. MÔ HÌNH ARCH(4) C A BI N lnexrate

```
. arch lnexrate, arch(4)

(setting optimization to BHHH)
Iteration 0: log likelihood = 34.795127
Iteration 1: log likelihood = 34.825132
Iteration 2: log likelihood = 35.093898
Iteration 3: log likelihood = 42.086523
Iteration 4: log likelihood = 42.618044
(switching optimization to BFGS)
Iteration 5: log likelihood = 45.747293
Iteration 6: log likelihood = 46.92684
Iteration 7: log likelihood = 46.984778
Iteration 8: log likelihood = 50.182682
Iteration 9: log likelihood = 50.244868
Iteration 10: log likelihood = 50.248922
Iteration 11: log likelihood = 50.320561
Iteration 12: log likelihood = 50.324156
Iteration 13: log likelihood = 50.324304
Iteration 14: log likelihood = 50.324311
(switching optimization to BHHH)
Iteration 15: log likelihood = 50.324311

ARCH family regression

Sample: 1 - 60
Distribution: Gaussian
Log likelihood = 50.32431

Number of obs = 60
Wald chi2(.) = .
Prob > chi2 = .
```

lnexrate	OPG					[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z			
lnexrate							
_cons	9.9546	.0107214	928.48	0.000	9.933586	9.975614	
ARCH							
arch							
L4.	.9780392	.4387959	2.23	0.026	.118015	1.838063	
_cons	.0006457	.0002152	3.00	0.003	.000224	.0010675	

```
. predict var, variance
. gen erv=sqrt(var)
.
```

Nguồn: Tác giả x lý và copy từ ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.4. D li u các bi n s c a mô hình nghiên c u

Ph 1 c 2.4.1. B NG TÍNH CÁC BI N S THEO QUÝ GIAI O N 2005 - 2017

QUÝ	LOG DTNH (lnres)	LOG GDP (lngdp)	NK/GDP (M T.M I – open)	BI N NG XK (expv)	FPI/GDP (M TC – fpi)	BI N NG T GIÁ (erv)	CHI PHÍ C H I (cost)
Q1.2005	22.811	23.063	0.773	0.14440	0.033	0.28949	0.1082
Q2.2005	22.804	23.334	0.722	0.19235	0.025	0.28956	0.1088
Q3.2005	22.893	23.284	0.706	0.09265	0.026	0.28755	0.1108
Q4.2005	22.944	23.483	0.620	0.08519	0.076	0.28618	0.1133
Q1.2006	23.113	23.172	0.808	0.08540	0.121	0.28331	0.1118
Q2.2006	23.162	23.437	0.785	0.08521	0.111	0.28132	0.1118
Q3.2006	23.214	23.455	0.767	0.08783	0.122	0.27884	0.1118
Q4.2006	23.333	23.648	0.641	0.10937	0.135	0.27754	0.1118
Q1.2007	23.643	23.300	0.927	0.08521	0.274	0.27661	0.1118
Q2.2007	23.768	23.581	0.867	0.08951	0.293	0.27260	0.1118
Q3.2007	23.851	23.631	0.856	0.09761	0.392	0.26897	0.1118
Q4.2007	23.891	23.835	0.881	0.08951	0.390	0.26903	0.1118
Q1.2008	24.010	23.481	1.357	0.08756	0.636	0.27087	0.1232
Q2.2008	23.839	23.786	1.076	0.14673	0.458	0.26408	0.1664
Q3.2008	23.907	23.902	0.819	0.15561	0.402	0.26629	0.2010
Q4.2008	23.909	23.874	0.713	0.15686	0.350	0.27057	0.1408
Q1.2009	23.872	23.584	0.770	0.16717	0.435	0.26505	0.0954
Q2.2009	23.747	23.885	0.716	0.15179	0.328	0.22185	0.0957
Q3.2009	23.672	23.891	0.787	0.16236	0.333	0.23501	0.1019
Q4.2009	23.545	23.938	0.839	0.28428	0.334	0.18514	0.1098
Q1.2010	23.378	23.668	0.949	0.33253	0.505	0.16762	0.1200
Q2.2010	23.399	23.973	0.805	0.16806	0.391	0.16768	0.1344
Q3.2010	23.400	23.949	0.815	0.20598	0.407	0.16549	0.1317
Q4.2010	23.283	24.177	0.761	0.09295	0.338	0.13126	0.1393
Q1.2011	23.263	23.774	1.049	0.14241	0.517	0.09939	0.1605
Q2.2011	23.478	24.150	0.869	0.11599	0.365	0.09939	0.1802
Q3.2011	23.488	24.131	0.881	0.14465	0.383	0.07974	0.1791
Q4.2011	23.366	24.374	0.752	0.10234	0.305	0.07974	0.1584
Q1.2012	23.632	23.988	0.952	0.14243	0.479	0.02624	0.1530
Q2.2012	23.750	24.241	0.833	0.11627	0.381	0.03256	0.1387
Q3.2012	23.825	24.265	0.798	0.10125	0.377	0.02736	0.1249
Q4.2012	23.986	24.837	0.509	0.08522	0.213	0.02542	0.1223
Q1.2013	24.086	24.208	0.889	0.10163	0.411	0.02693	0.1168
Q2.2013	23.954	24.382	0.830	0.09158	0.364	0.02607	0.1008
Q3.2013	23.936	24.487	0.764	0.09398	0.326	0.02636	0.0969
Q4.2013	23.992	24.733	0.638	0.09349	0.261	0.02693	0.0963
Q1.2014	24.255	24.302	0.892	0.10706	0.403	0.02575	0.0948
Q2.2014	24.313	24.467	0.811	0.08745	0.348	0.02638	0.0828
Q3.2014	24.340	24.595	0.750	0.10399	0.306	0.02577	0.0840
Q4.2014	24.266	24.785	0.733	0.09479	0.250	0.02566	0.0816
Q1.2015	24.342	24.347	1.095	0.10649	0.386	0.02563	0.0723
Q2.2015	24.353	24.507	0.983	0.11035	0.332	0.02927	0.0723
Q3.2015	24.158	24.535	0.972	0.10532	0.321	0.02632	0.0696
Q4.2015	24.077	24.807	0.802	0.11615	0.243	0.02973	0.0696
Q1.2016	24.190	24.363	1.039	0.11379	0.377	0.03572	0.0696
Q2.2016	24.290	24.553	1.003	0.15407	0.319	0.04447	0.0696

QUÝ	LOG DTNH (lnres)	LOG GDP (lngdp)	NK/GDP (M T.M I-open)	BI N NG XK (expv)	FPI/GDP (M TC - fpi)	BI N NG T GIÁ (erv)	CHI PHÍ C H I (cost)
Q3.2016	24.362	24.672	0.913	0.13175	0.290	0.07107	0.0696
Q4.2016	24.332	24.844	0.847	0.13166	0.235	0.07231	0.0696
Q1.2017	24.367	24.434	1.166	0.13408	0.372	0.06352	0.0696
Q2.2017	24.402	24.626	1.069	0.09512	0.316	0.06412	0.0696
Q3.2017	24.456	24.748	1.002	0.12152	0.286	0.06392	0.0711
Q4.2017	24.625	25.025	0.853	0.08583	0.222	0.08240	0.0740

Nguồn : IFS, GSO, Bloomberg, CEIC Data, NHNN (2018) và tác giả tính toán

Ph 1 c 2.4.2. TH NG KÊ MÔ T CÁC BI N S

. tabstat lnres lngdp open expv fpi erv cost, stat(n mean sd min max median)

stats	lnres	lngdp	open	expv	fpi	erv	cost
N	52	52	52	52	52	52	52
mean	23.79369	24.08675	.8548846	.1247458	.3135192	.1396169	.1098596
sd	.4727669	.5060362	.1485971	.0480779	.1268529	.1086581	.0326684
min	22.804	23.063	.509	.08519	.025	.02542	.0696
max	24.625	25.025	1.357	.33253	.636	.28956	.201
p50	23.8615	24.1405	.8315	.108215	.3325	.090895	.1113

Nguồn : Tác giả xử lý và copy từ phiên bản Stata 13.0

. reg lnres l.lnres

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	9.79065216	1	9.79065216	F(1, 49) =	769.23
Residual	.623666039	49	.012727878	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.9401
				Adj R-squared	= 0.9389
Total	10.4143182	50	.208286364	Root MSE	= .11282

lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnres						
L1.	.956818	.0344986	27.73	0.000	.8874905	1.026146
_cons	1.062323	.820439	1.29	0.201	-.5864107	2.711057

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	-31.85544	39.93526	2	-75.87053	-72.00688

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnres l.lnres l2.lnres

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	8.79945486	2	4.39972743	F(2, 47) =	358.69
Residual	.576502723	47	.012266015	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.9385
				Adj R-squared	= 0.9359
Total	9.37595758	49	.191346073	Root MSE	= .11075

lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnres						
L1.	1.196929	.14353	8.34	0.000	.9081839	1.485674
L2.	-.2504738	.1400998	-1.79	0.080	-.5323182	.0313707
_cons	1.302368	.8447824	1.54	0.130	-.3971151	3.001851

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	-29.10007	40.62303	3	-75.24606	-69.50999

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnres 1.lnres 12.lnres 13.lnres

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	7.89938477	3	2.63312826	F(3, 45) =	206.19
Residual	.574670465	45	.012770455	Prob > F	= 0.0000
Total	8.47405524	48	.176542817	R-squared	= 0.9322
				Adj R-squared	= 0.9277
				Root MSE	= .11301

lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnres						
L1.	1.212849	.1526242	7.95	0.000	.9054477	1.52025
L2.	-.3184872	.2324625	-1.37	0.177	-.7866908	.1497164
L3.	.054428	.1478291	0.37	0.714	-.2433151	.3521712
_cons	1.247892	.9140163	1.37	0.179	-.5930315	3.088815

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	-26.53512	39.39359	4	-70.78719	-63.2199

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller lnres, lags(1) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.408	-1.678	-1.300

p-value for Z(t) = 0.0691

D.lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnres						
L1.	-.0535447	.0354989	-1.51	0.138	-.1249593	.0178699
LD.	.2504738	.1400998	1.79	0.080	-.0313707	.5323182
_cons	1.302368	.8447824	1.54	0.130	-.3971151	3.001851

Nguồn: Tác giả x lý và copy từ phim m Stata 13.0

Ph 1 c 2.5.2. KI M NH TÍNH D NG C A BI N lngdp

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 4 v i AIC nh nh t là -89.0596. K t qu ki m nh ADF b c 4 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) có p-value = 0.0577 < 10% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 10% hay bi n lngdp là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. varsoc lngdp, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-24.4176				.185904	1.15535	1.17038	1.19589
1	-3.79146	41.252	1	0.000	.076187	.263248	.293324	.344348
2	3.17087	13.925	1	0.000	.058109	-.007767	.037347	.113883
3	4.32056	2.2994	1	0.129	.057732	-.014571	.04558	.147628
4	44.0702	79.499*	1	0.000	.009924	-1.77592	-1.70073*	-1.57317*
5	45.3181	2.4958	1	0.114	.00982*	-1.78719*	-1.69696	-1.54389
6	45.7302	.82423	1	0.364	.010096	-1.76046	-1.6552	-1.47662
7	46.7223	1.9841	1	0.159	.010113	-1.7601	-1.6398	-1.43571
8	47.833	2.2214	1	0.136	.01008	-1.76514	-1.6298	-1.40019

Endogenous: lngdp

Exogenous: _cons

. reg lngdp l.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	8.64168935	1	8.64168935	F(1, 49) =	126.42
Residual	3.34939799	49	.068355061	Prob > F =	0.0000
Total	11.9910873	50	.239821747	R-squared =	0.7207
				Adj R-squared =	0.7150
				Root MSE =	.26145

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lngdp					
L1.	.8429359	.0749688	11.24	0.000	.6922804 .9935913
_cons	3.818746	1.804747	2.12	0.039	.1919712 7.44552

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	-35.45048	-2.928217	2	9.856435	13.72009

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lngdp l.lngdp l2.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	9.04050178	2	4.52025089	F(2, 47) =	90.74
Residual	2.34138377	47	.049816676	Prob > F =	0.0000
Total	11.3818855	49	.232283379	R-squared =	0.7943
				Adj R-squared =	0.7855
				Root MSE =	.2232

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lngdp					
L1.	.3798737	.1243266	3.06	0.004	.1297607 .6299866
L2.	.5440194	.1213136	4.48	0.000	.2999679 .7880709
_cons	1.885452	1.659215	1.14	0.262	-1.452458 5.223363

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	-33.94693	5.585096	3	-5.170191	.5658775

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lngdp l1.lngdp l2.lngdp l3.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	8.4249582	3	2.8083194	F(3, 45) =	56.42
Residual	2.2398737	45	.049774971	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7900
				Adj R-squared =	0.7760
Total	10.6648319	48	.222183998	Root MSE =	.2231

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp						
L1.	.2609	.1498213	1.74	0.088	-.0408555	.5626555
L2.	.4613535	.1360609	3.39	0.001	.1873127	.7353943
L3.	.2084649	.1460955	1.43	0.161	-.0857865	.5027164
_cons	1.731463	1.727599	1.00	0.322	-1.7481	5.211026

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	-32.1687	6.064332	4	-4.128664	3.438617

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lngdp l1.lngdp l2.lngdp l3.lngdp l4.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	9.86815305	4	2.46703826	F(4, 43) =	297.27
Residual	.356857872	43	.00829902	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9651
				Adj R-squared =	0.9619
Total	10.2250109	47	.217553424	Root MSE =	.0911

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp						
L1.	.0281927	.0631336	0.45	0.657	-.0991282	.1555137
L2.	-.0014267	.0634879	-0.02	0.982	-.1294622	.1266088
L3.	-.0180451	.0623963	-0.29	0.774	-.1438792	.1077891
L4.	.9321682	.0620829	15.01	0.000	.806966	1.05737
_cons	1.537002	.7322773	2.10	0.042	.0602241	3.01378

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	-30.99631	49.5298	5	-89.0596	-79.70359

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lngdp 1.lngdp 12.lngdp 13.lngdp 14.lngdp 15.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	8.91084585	5	1.78216917	F(5, 41) =	220.62
Residual	.331204995	41	.008078171	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9642
				Adj R-squared =	0.9598
Total	9.24205084	46	.200914149	Root MSE =	.08988

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp						
L1.	.2518645	.1532909	1.64	0.108	-.0577128	.5614417
L2.	.0012951	.0627332	0.02	0.984	-.1253971	.1279873
L3.	.0006874	.0627133	0.01	0.991	-.1259646	.1273394
L4.	.9357866	.0625528	14.96	0.000	.8094587	1.062115
L5.	-.2413711	.1536911	-1.57	0.124	-.5517565	.0690143
_cons	1.333781	.780247	1.71	0.095	-.24196	2.909521

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	-28.47009	49.75628	6	-87.51255	-76.41167

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lngdp 1.lngdp 12.lngdp 13.lngdp 14.lngdp 15.lngdp 16.lngdp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	8.36459426	6	1.39409904	F(6, 39) =	168.55
Residual	.322576248	39	.008271186	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9629
				Adj R-squared =	0.9572
Total	8.68717051	45	.193048233	Root MSE =	.09095

lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp						
L1.	.2050911	.1617911	1.27	0.212	-.1221623	.5323445
L2.	.1286753	.1602828	0.80	0.427	-.1955272	.4528778
L3.	.0022471	.0635597	0.04	0.972	-.1263145	.1308088
L4.	.9468591	.0645727	14.66	0.000	.8162484	1.07747
L5.	-.1987316	.1619399	-1.23	0.227	-.5262859	.1288227
L6.	-.136251	.1607205	-0.85	0.402	-.4613389	.1888369
_cons	1.333503	.8385973	1.59	0.120	-.3627198	3.029727

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	-26.93491	48.81014	7	-83.62028	-70.81979

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

```
. dfuller lngdp, lags(4) drift reg
```

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root      Number of obs   =      47
```

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.609	-2.421	-1.683

p-value for Z(t) = 0.0577

D.lngdp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp						
L1.	-.0517375	.0321636	-1.61	0.115	-.1166931	.0132182
LD.	-.6963981	.1463356	-4.76	0.000	-.9919289	-.4008673
L2D.	-.6951029	.1539203	-4.52	0.000	-1.005951	-.3842546
L3D.	-.6944155	.1586306	-4.38	0.000	-1.014777	-.3740545
L4D.	.2413711	.1536911	1.57	0.124	-.0690143	.5517565
_cons	1.333781	.780247	1.71	0.095	-.24196	2.909521

Nguồn : Tác giả xử lý và copy từ phim m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.5.3. KI M NH TÍNH D NG C ABI N open

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 5 v i AIC nh nh t là -67.87717. K t qu ki m nh ADF b c 5 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0166 < 5% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 5% hay bi n open là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. varsoc open, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	22.1714				.022366	-.962338	-.9473	-.921788
1	23.8408	3.3388	1	0.068	.021697	-.992764	-.962689	-.911665
2	23.8678	.05394	1	0.816	.022682	-.948536	-.903422	-.826886
3	24.0447	.35381	1	0.552	.023553	-.911122	-.850971	-.748923
4	28.582	9.0745	1	0.003	.020065	-1.07191	-.996718	-.869158
5	37.1297	17.095*	1	0.000	.014248*	-1.41499*	-1.32476*	-1.17169*
6	38.0718	1.8842	1	0.170	.0143	-1.41235	-1.30709	-1.12851
7	38.0756	.00755	1	0.931	.014983	-1.36707	-1.24677	-1.04267
8	38.2115	.27191	1	0.602	.01561	-1.3278	-1.19246	-.962848

Endogenous: open

Exogenous: _cons

. reg open l.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	.131581389	1	.131581389	F(1, 49) =	6.53
Residual	.987717395	49	.020157498	Prob > F =	0.0138
Total	1.11929878	50	.022385976	R-squared =	0.1176
				Adj R-squared =	0.0995
				Root MSE =	.14198

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
open						
L1.	.3418241	.13379	2.55	0.014	.072963	.6106852
_cons	.5642574	.1160949	4.86	0.000	.330956	.7975588

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	25.02178	28.21083	2	-52.42167	-48.55802

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	.125025232	2	.062512616	F(2, 47) =	3.01
Residual	.975824188	47	.020762217	Prob > F =	0.0588
Total	1.10084942	49	.022466315	R-squared =	0.1136
				Adj R-squared =	0.0759
				Root MSE =	.14409

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
open						
L1.	.3282823	.1452054	2.26	0.028	.0361667	.6203978
L2.	.0162378	.1462028	0.11	0.912	-.2778842	.3103598
_cons	.5641522	.1437236	3.93	0.000	.2750176	.8532869

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	24.4516	27.46547	3	-48.93094	-43.19487

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open l3.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	.115162179	3	.038387393	F(3, 45) =	1.80
Residual	.961744261	45	.021372095	Prob > F =	0.1615
				R-squared =	0.1069
				Adj R-squared =	0.0474
Total	1.07690644	48	.022435551	Root MSE =	.14619

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.3173305	.148261	2.14	0.038	.0187175 .6159434
L2.	.0269943	.1557271	0.17	0.863	-.2866563 .3406448
L3.	-.0463866	.1506518	-0.31	0.760	-.3498149 .2570418
_cons	.605895	.1696411	3.57	0.001	.2642204 .9475696

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	24.00634	26.77727	4	-45.55455	-37.98727

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open l3.open l4.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	.298067915	4	.074516979	F(4, 43) =	4.46
Residual	.718903099	43	.016718677	Prob > F =	0.0042
				R-squared =	0.2931
				Adj R-squared =	0.2273
Total	1.01697101	47	.021637681	Root MSE =	.1293

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.3091412	.1320121	2.34	0.024	.0429134 .575369
L2.	.0042937	.1380847	0.03	0.975	-.2741806 .282768
L3.	-.1819545	.1383603	-1.32	0.195	-.4609846 .0970755
L4.	.4821225	.1382114	3.49	0.001	.2033927 .7608523
_cons	.3461166	.1752	1.98	0.055	-.0072079 .699441

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	24.39589	32.72046	5	-55.44093	-46.08492

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l1.open l2.open l3.open l4.open l5.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	.510412701	5	.10208254	F(5, 41) =	8.32
Residual	.502960443	41	.012267328	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5037
				Adj R-squared	= 0.4431
Total	1.01337314	46	.022029851	Root MSE	= .11076

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.57083	.1306305	4.37	0.000	.3070164 .8346436
L2.	-.0839843	.1203304	-0.70	0.489	-.3269965 .1590279
L3.	-.1702766	.1188024	-1.43	0.159	-.410203 .0696498
L4.	.6580299	.1256238	5.24	0.000	.4043274 .9117323
L5.	-.5633532	.1345012	-4.19	0.000	-.8349839 -.2917224
_cons	.5099221	.1602883	3.18	0.003	.1862133 .833631

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	23.47617	39.93859	6	-67.87717	-56.77629

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l1.open l2.open l3.open l4.open l5.open l6.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	.53264912	6	.088774853	F(6, 39) =	7.31
Residual	.473580226	39	.012143083	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5294
				Adj R-squared	= 0.4569
Total	1.00622935	45	.022360652	Root MSE	= .1102

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.6981034	.1554295	4.49	0.000	.3837175 1.012489
L2.	-.242282	.1573857	-1.54	0.132	-.5606247 .0760606
L3.	-.1356909	.1210945	-1.12	0.269	-.3806278 .1092459
L4.	.674898	.1261127	5.35	0.000	.419811 .9299851
L5.	-.7010408	.1621776	-4.32	0.000	-1.029076 -.3730056
L6.	.2353812	.1601469	1.47	0.150	-.0885465 .5593089
_cons	.4119859	.1823732	2.26	0.030	.0431012 .7808706

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	22.64475	39.97856	7	-65.95712	-53.15663

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l1.open l2.open l3.open l4.open l5.open l6.open l7.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	45
Model	.526750427	7	.075250061	F(7, 37) =	5.94
Residual	.46854242	37	.012663309	Prob > F	= 0.0001
				R-squared	= 0.5292
				Adj R-squared	= 0.4402
Total	.995292847	44	.022620292	Root MSE	= .11253

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.6845875	.163539	4.19	0.000	.353226 1.015949
L2.	-.218067	.1969413	-1.11	0.275	-.617108 .1809739
L3.	-.1685896	.1656278	-1.02	0.315	-.5041834 .1670042
L4.	.6729599	.1320721	5.10	0.000	.4053565 .9405634
L5.	-.6951982	.169802	-4.09	0.000	-1.03925 -.3511468
L6.	.2087038	.2017781	1.03	0.308	-.2001374 .6175451
L7.	.0260837	.1709089	0.15	0.880	-.3202105 .372378
_cons	.4298774	.2055598	2.09	0.043	.0133736 .8463812

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	45	21.90383	38.85557	8	-61.71113	-47.25783

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller open, lags(5) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 46

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.208	-2.426	-1.685

p-value for Z(t) = 0.0166

D.open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	-.4706311	.2131615	-2.21	0.033	-.901791 -.0394713
LD.	.1687345	.2019582	0.84	0.409	-.2397644 .5772335
L2D.	-.0735475	.2022638	-0.36	0.718	-.4826646 .3355696
L3D.	-.2092384	.1719986	-1.22	0.231	-.5571383 .1386615
L4D.	.4656596	.1506003	3.09	0.004	.1610418 .7702774
L5D.	-.2353812	.1601469	-1.47	0.150	-.5593089 .0885465
_cons	.4119859	.1823732	2.26	0.030	.0431012 .7808706

Ph 1 c 2.5.4. KI M NH TÍNH D NG C ABI N expv

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 1 v i AIC nh nh t là -184.5335. K t qu ki m nh ADF b c 1 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0058 < 1% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 1% hay bi n expv là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. varsoc expv, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	70.3354				.002505	-3.15161	-3.13657	-3.11106
1	81.1245	21.578*	1	0.000	.001605*	-3.59657*	-3.56649*	-3.51547*
2	82.0298	1.8106	1	0.178	.001613	-3.59226	-3.54715	-3.47061
3	82.4847	.90989	1	0.340	.001654	-3.56749	-3.50734	-3.40529
4	82.6546	.33978	1	0.560	.001718	-3.52975	-3.45457	-3.32701
5	82.6562	.00312	1	0.955	.001799	-3.48437	-3.39414	-3.24107
6	82.7645	.21667	1	0.642	.001875	-3.44384	-3.33858	-3.15999
7	84.1606	2.7923	1	0.095	.001844	-3.46185	-3.34154	-3.13745
8	84.9522	1.5832	1	0.208	.001865	-3.45237	-3.31703	-3.08743

Endogenous: expv

Exogenous: _cons

. reg expv l.expv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	.043424875	1	.043424875	F(1, 49) =	28.73
Residual	.074066866	49	.001511569	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.3696
				Adj R-squared =	0.3567
Total	.117491741	50	.002349835	Root MSE =	.03888

expv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
expv						
L1.	.6109449	.1139847	5.36	0.000	.381884	.8400057
_cons	.0476814	.015307	3.12	0.003	.016921	.0784419

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	82.50106	94.26676	2	-184.5335	-180.6699

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg expv l.expv l2.expv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	.044392239	2	.02219612	F(2, 47) =	15.26
Residual	.068384463	47	.001454989	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.3936
				Adj R-squared =	0.3678
Total	.112776702	49	.002301565	Root MSE =	.03814

expv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
expv						
L1.	.4901451	.1414326	3.47	0.001	.2056195	.7746707
L2.	.1822065	.141221	1.29	0.203	-.1018935	.4663065
_cons	.0387852	.0165395	2.35	0.023	.0055121	.0720583

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	81.41229	93.91889	3	-181.8378	-176.1017

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg expv l.expv l2.expv l3.expv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	.049530078	3	.016510026	F(3, 45) =	11.92
Residual	.062306666	45	.001384593	Prob > F =	0.0000
Total	.111836744	48	.002329932	R-squared =	0.4429
				Adj R-squared =	0.4057
				Root MSE =	.03721

expv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
expv					
L1.	.5690703	.143259	3.97	0.000	.2805318 .8576088
L2.	.2294759	.1554179	1.48	0.147	-.0835518 .5425036
L3.	-.1369371	.1406695	-0.97	0.336	-.42026 .1463858
_cons	.0417437	.0172035	2.43	0.019	.0070941 .0763934

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	79.49413	93.82594	4	-179.6519	-172.0846

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller expv, lags(1) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.627	-2.408	-1.678

p-value for Z(t) = 0.0058

D.expv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
expv					
L1.	-.3276484	.1247212	-2.63	0.012	-.5785551 -.0767418
LD.	-.1822065	.141221	-1.29	0.203	-.4663065 .1018935
_cons	.0387852	.0165395	2.35	0.023	.0055121 .0720583

Ph 1 c 2.5.5. KI M NH TÍNH D NG C A BI N fpi

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 5 v i AIC nh nh t là -135.8176. K t qu ki m nh ADF b c 5 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) có p-value = 0.0008 < 1% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 1% hay bi n fpi là chu i d ng t i b c 0: $I(0)$.

. varsoc fpi, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs

=

44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	47.7152				.007004	-2.12342	-2.10838	-2.08287
1	48.924	2.4176	1	0.120	.006938	-2.13291	-2.10283	-2.05181
2	49.7887	1.7294	1	0.188	.006982	-2.12676	-2.08164	-2.00511
3	50.3527	1.128	1	0.288	.007124	-2.10694	-2.04679	-1.94474
4	56.1105	11.516	1	0.001	.005741	-2.3232	-2.24802	-2.12046
5	72.8259	33.431*	1	0.000	.002812*	-3.03754*	-2.94731*	-2.79424*
6	72.8661	.08038	1	0.777	.002941	-2.99391	-2.88865	-2.71006
7	74.099	2.4658	1	0.116	.002914	-3.0045	-2.8842	-2.6801
8	74.6816	1.1653	1	0.280	.002975	-2.98553	-2.85019	-2.62058

Endogenous: fpi

Exogenous: _cons

. reg fpi l.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	.353487001	1	.353487001	F(1, 49) =	44.76
Residual	.386953973	49	.00789702	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.4774
				Adj R-squared	= 0.4667
Total	.740440974	50	.014808819	Root MSE	= .08887

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.6597397	.0986092	6.69	0.000	.4615771	.8579023
_cons	.1109946	.0334904	3.31	0.002	.0436931	.1782961

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	35.55868	52.10665	2	-100.2133	-96.34965

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l.fpi l2.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	.330410892	2	.165205446	F(2, 47) =	24.12
Residual	.321853601	47	.006847949	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5066
				Adj R-squared	= 0.4856
Total	.652264493	49	.01331152	Root MSE	= .08275

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.3616871	.1341023	2.70	0.010	.0919082	.6314661
L2.	.3505302	.1272822	2.75	0.008	.0944715	.6065889
_cons	.0980804	.0347965	2.82	0.007	.0280788	.168082

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	37.53628	55.19511	3	-104.3902	-98.65415

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l.fpi l2.fpi l3.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	.24993596	3	.083311987	F(3, 45) =	12.05
Residual	.311164032	45	.006914756	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.4454
				Adj R-squared	= 0.4085
Total	.561099993	48	.011689583	Root MSE	= .08316

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.3464991	.148513	2.33	0.024	.0473786	.6456197
L2.	.3523675	.1448103	2.43	0.019	.0607047	.6440304
L3.	-.0399731	.1384993	-0.29	0.774	-.3189249	.2389788
_cons	.1169749	.0381268	3.07	0.004	.0401835	.1937663

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	39.97908	54.42377	4	-100.8475	-93.28026

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l.fpi l2.fpi l3.fpi l4.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	.273346706	4	.068336676	F(4, 43) =	13.27
Residual	.221373597	43	.005148223	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5525
				Adj R-squared	= 0.5109
Total	.494720303	47	.010525964	Root MSE	= .07175

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.3367711	.1304304	2.58	0.013	.0737331	.5998091
L2.	.1303874	.1358301	0.96	0.342	-.14354	.4043149
L3.	-.2809571	.1329846	-2.11	0.040	-.5491461	-.0127681
L4.	.4918838	.1205174	4.08	0.000	.2488373	.7349304
_cons	.1169279	.0364901	3.20	0.003	.0433386	.1905173

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	41.69008	60.98946	5	-111.9789	-102.6229

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l1.fpi l2.fpi l3.fpi l4.fpi l5.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	.328867639	5	.065773528	F(5, 41) =	22.76
Residual	.118506819	41	.00289041	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7351
				Adj R-squared =	0.7028
Total	.447374458	46	.009725532	Root MSE =	.05376

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.6779581	.1147951	5.91	0.000	.4461248	.9097914
L2.	-.0150693	.1053265	-0.14	0.887	-.2277805	.1976419
L3.	-.137216	.1029928	-1.33	0.190	-.3452141	.0707821
L4.	.8176058	.1059318	7.72	0.000	.6036722	1.031539
L5.	-.6330717	.1068721	-5.92	0.000	-.8489043	-.4172392
_cons	.0993924	.0306731	3.24	0.002	.0374468	.161338

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	42.6908	73.9088	6	-135.8176	-124.7167

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l1.fpi l2.fpi l3.fpi l4.fpi l5.fpi l6.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	.280370619	6	.046728437	F(6, 39) =	16.13
Residual	.113003827	39	.002897534	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7127
				Adj R-squared =	0.6685
Total	.393374446	45	.008741654	Root MSE =	.05383

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpi						
L1.	.6909409	.1567796	4.41	0.000	.3738243	1.008057
L2.	-.0560839	.1565813	-0.36	0.722	-.3727995	.2606317
L3.	-.150728	.1055843	-1.43	0.161	-.3642924	.0628365
L4.	.8045741	.1065059	7.55	0.000	.5891457	1.020003
L5.	-.6627043	.1664395	-3.98	0.000	-.99936	-.3260487
L6.	.035994	.1457704	0.25	0.806	-.2588545	.3308425
_cons	.1172268	.0347088	3.38	0.002	.0470216	.187432

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	44.24643	72.93525	7	-131.8705	-119.07

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpi l1.fpi l2.fpi l3.fpi l4.fpi l5.fpi l6.fpi l7.fpi

Source	SS	df	MS	Number of obs =	45
Model	.241193621	7	.034456232	F(7, 37) =	12.63
Residual	.100939569	37	.002728096	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7050
				Adj R-squared =	0.6492
Total	.34213319	44	.007775754	Root MSE =	.05223

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fpi					
L1.	.6361472	.1559393	4.08	0.000	.3201841 .9521103
L2.	.136589	.1862101	0.73	0.468	-.2407085 .5138866
L3.	-.3483831	.1521878	-2.29	0.028	-.6567448 -.0400214
L4.	.8116392	.1061729	7.64	0.000	.5965124 1.026766
L5.	-.638647	.1624486	-3.93	0.000	-.9677991 -.3094948
L6.	-.2007242	.1916521	-1.05	0.302	-.5890484 .1875999
L7.	.2342672	.1416973	1.65	0.107	-.0528389 .5213732
_cons	.1305104	.038625	3.38	0.002	.0522488 .2087721

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	45	45.93016	73.39542	8	-130.7908	-116.3375

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller fpi, lags(5) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 46

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.389	-2.426	-1.685

p-value for Z(t) = 0.0008

D.fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fpi					
L1.	-.3380072	.0997287	-3.39	0.002	-.5397275 -.1362868
LD.	.0289481	.1419019	0.20	0.839	-.2580757 .3159718
L2D.	-.0271358	.1119722	-0.24	0.810	-.253621 .1993493
L3D.	-.1778638	.1054143	-1.69	0.100	-.3910843 .0353568
L4D.	.6267104	.1085646	5.77	0.000	.4071176 .8463031
L5D.	-.035994	.1457704	-0.25	0.806	-.3308425 .2588545
_cons	.1172268	.0347088	3.38	0.002	.0470216 .187432

Ph 1 c 2.5.6. KI M NH TÍNH D NG C A BI N erv

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 1 v i AIC nh nh t là -283.9034. K t qu ki m nh ADF b c 1 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0840 < 10% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 10% hay bi n erv là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. varsoc erv, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	40.7433				.009615	-1.80651	-1.79148	-1.76597
1	121.835	162.18*	1	0.000	.000252*	-5.44703*	-5.41695*	-5.36593*
2	121.846	.02363	1	0.878	.000264	-5.40211	-5.357	-5.28046
3	123.163	2.6332	1	0.105	.00026	-5.4165	-5.35635	-5.2543
4	123.596	.86565	1	0.352	.000267	-5.39072	-5.31553	-5.18797
5	125.433	3.6746	1	0.055	.000257	-5.42878	-5.33855	-5.18548
6	126.661	2.4553	1	0.117	.000255	-5.43913	-5.33386	-5.15528
7	126.673	.02386	1	0.877	.000267	-5.39421	-5.27391	-5.06982
8	127.03	.71422	1	0.398	.000275	-5.36499	-5.22965	-5.00004

Endogenous: erv

Exogenous: _cons

. reg erv l.erv

Source	SS	df	MS			
Model	.568678806	1	.568678806	Number of obs =	51	
Residual	.01055437	49	.000215395	F(1, 49) =	2640.16	
Total	.579233176	50	.011584664	Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.9818	
				Adj R-squared	= 0.9814	
				Root MSE	= .01468	

erv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
erv						
L1.	.9745262	.0189661	51.38	0.000	.9364124	1.01264
_cons	-.0004754	.0033687	-0.14	0.888	-.0072452	.0062943

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	41.81997	143.9517	2	-283.9034	-280.0397

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

. reg erv l.erv l2.erv

Source	SS	df	MS			
Model	.544905141	2	.272452571	Number of obs =	50	
Residual	.010487747	47	.000223144	F(2, 47) =	1220.97	
Total	.555392888	49	.011334549	Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.9811	
				Adj R-squared	= 0.9803	
				Root MSE	= .01494	

erv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
erv						
L1.	.9687667	.1485076	6.52	0.000	.6700079	1.267526
L2.	.0036547	.1464198	0.02	0.980	-.2909039	.2982133
_cons	-.0003604	.0034812	-0.10	0.918	-.0073636	.0066429

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	41.55564	140.7923	3	-275.5847	-269.8486

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

. reg erv l.erv l2.erv l3.erv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	.521440924	3	.173813641	F(3, 45) =	800.23
Residual	.009774147	45	.000217203	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9816
				Adj R-squared =	0.9804
Total	.531215071	48	.011066981	Root MSE =	.01474

erv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
erv						
L1.	.9665302	.147013	6.57	0.000	.6704307	1.26263
L2.	.2594563	.203821	1.27	0.210	-.1510603	.6699729
L3.	-.2540697	.1445778	-1.76	0.086	-.5452643	.037125
_cons	.0007389	.0034884	0.21	0.833	-.0062871	.0077649

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	41.32002	139.208	4	-270.4159	-262.8486

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller erv, lags(1) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-1.400	-2.408	-1.678

p-value for Z(t) = 0.0840

D.erv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
erv						
L1.	-.0275786	.019694	-1.40	0.168	-.0671979	.0120406
LD.	-.0036547	.1464198	-0.02	0.980	-.2982133	.2909039
_cons	-.0003604	.0034812	-0.10	0.918	-.0073636	.0066429

Nguồn: Tác giả x lý và copy từ ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.5.7. KI M NH TÍNH D NG C A BI N cost

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 3 v i AIC nh nh t là -283.1703. K t qu ki m nh ADF b c 3 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0647 < 10% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 10% hay bi n cost là chu i d ng t i b c 0: $I(0)$.

. varsoc cost, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	84.8716				.001294	-3.81235	-3.79731	-3.7718
1	119.87	69.996	1	0.000	.000276	-5.35771	-5.32763	-5.27661
2	124.257	8.7755	1	0.003	.000237	-5.5117	-5.46658	-5.39005
3	128.405	8.2952*	1	0.004	.000205*	-5.65477*	-5.59462*	-5.49257*
4	129.248	1.6862	1	0.194	.000207	-5.64764	-5.57245	-5.44489
5	129.764	1.0323	1	0.310	.000211	-5.62565	-5.53542	-5.38235
6	129.774	.0189	1	0.891	.000221	-5.58062	-5.47536	-5.29677
7	129.832	.11754	1	0.732	.000231	-5.53784	-5.41754	-5.21344
8	129.918	.17173	1	0.679	.000242	-5.49629	-5.36095	-5.13134

Endogenous: cost

Exogenous: _cons

. reg cost l.cost

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	.043320719	1	.043320719	F(1, 49) =	191.15
Residual	.011104798	49	.000226629	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7960
				Adj R-squared =	0.7918
Total	.054425517	50	.00108851	Root MSE =	.01505

cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	.9030884	.065319	13.83	0.000	.7718249	1.034352
_cons	.0100442	.0075232	1.34	0.188	-.0050742	.0251627

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	102.1242	142.6553	2	-281.3107	-277.447

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg cost l.cost l2.cost

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	.045331617	2	.022665808	F(2, 47) =	117.16
Residual	.009092683	47	.000193461	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8329
				Adj R-squared =	0.8258
Total	.0544243	49	.0011107	Root MSE =	.01391

cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	1.281594	.1319906	9.71	0.000	1.016063	1.547125
L2.	-.4320384	.1340024	-3.22	0.002	-.7016165	-.1624603
_cons	.0162652	.0072242	2.25	0.029	.0017321	.0307984

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	99.62726	144.3608	3	-282.7216	-276.9855

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg cost l1.cost l2.cost l3.cost

Source	SS	df	MS	Number of obs = 49		
Model	.046889345	3	.015629782	F(3, 45) = 93.35		
Residual	.007534154	45	.000167426	Prob > F = 0.0000		
Total	.054423499	48	.001133823	R-squared = 0.8616		
				Adj R-squared = 0.8523		
				Root MSE = .01294		

cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	1.458033	.1357822	10.74	0.000	1.184553	1.731512
L2.	-.9578067	.2129244	-4.50	0.000	-1.386658	-.528955
L3.	.4211508	.1381895	3.05	0.004	.1428228	.6994788
_cons	.0080295	.0072454	1.11	0.274	-.0065635	.0226225

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	97.14011	145.5852	4	-283.1703	-275.6031

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg cost l1.cost l2.cost l3.cost l4.cost

Source	SS	df	MS	Number of obs = 48		
Model	.047165602	4	.011791401	F(4, 43) = 69.97		
Residual	.007246068	43	.000168513	Prob > F = 0.0000		
Total	.05441167	47	.001157695	R-squared = 0.8668		
				Adj R-squared = 0.8544		
				Root MSE = .01298		

cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	1.537404	.1495558	10.28	0.000	1.235796	1.839012
L2.	-1.142776	.2571721	-4.44	0.000	-1.661413	-.6241395
L3.	.7018101	.2572245	2.73	0.009	.1830675	1.220553
L4.	-.1975783	.152627	-1.29	0.202	-.50538	.1102234
_cons	.0106471	.0075649	1.41	0.166	-.0046091	.0259032

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	94.66801	143.0549	5	-276.1098	-266.7538

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

```
. reg cost l1.cost l2.cost l3.cost l4.cost l5.cost
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 47		
Model	.047328224	5	.009465645	F(5, 41) =	54.82	
Residual	.007079462	41	.00017267	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.8699	
				Adj R-squared =	0.8540	
Total	.054407686	46	.001182776	Root MSE =	.01314	

cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	1.567168	.154394	10.15	0.000	1.255363	1.878973
L2.	-1.247718	.2815103	-4.43	0.000	-1.81624	-.6791968
L3.	.8744444	.3146184	2.78	0.008	.2390596	1.509829
L4.	-.4283708	.282122	-1.52	0.137	-.9981277	.141386
L5.	.1542249	.1579521	0.98	0.335	-.1647659	.4732157
_cons	.0082277	.0080676	1.02	0.314	-.0080652	.0245205

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	92.20273	140.1265	6	-268.2529	-257.152

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

```
. dfuller cost, lags(3) drift reg
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.416	-1.681	-1.302

p-value for Z(t) = 0.0647

D.cost	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
cost						
L1.	-.1011409	.0653979	-1.55	0.129	-.2330284	.0307467
LD.	.6385447	.1520228	4.20	0.000	.3319614	.9451279
L2D.	-.5042318	.1527156	-3.30	0.002	-.8122122	-.1962514
L3D.	.1975783	.152627	1.29	0.202	-.1102234	.50538
_cons	.0106471	.0075649	1.41	0.166	-.0046091	.0259032

Ph 1 c 2.6. H i quy OLS cho mô hình nghiên c u

Ph 1 c 2.6.1. H I QUY OLS MÔ HÌNH NGHIÊN C U

```
. tsset stt
      time variable: stt, 1 to 52
              delta: 1 unit

. reg lnres lngdp open expv fpi erv cost
```

Source	SS	df	MS			
Model	10.0969164	6	1.68281941	Number of obs =	52	
Residual	1.30201976	45	.028933772	F(6, 45) =	58.16	
Total	11.3989362	51	.223508553	Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.8858	
				Adj R-squared	= 0.8705	
				Root MSE	= .1701	

lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp	.8249641	.1032783	7.99	0.000	.616951	1.032977
open	.364676	.2299461	1.59	0.120	-.0984592	.8278111
expv	-1.704014	.5339296	-3.19	0.003	-2.779404	-.628625
fpi	1.595866	.3065724	5.21	0.000	.9783978	2.213335
erv	1.836711	.4616052	3.98	0.000	.9069907	2.766432
cost	-5.381188	.9778078	-5.50	0.000	-7.350594	-3.411782
_cons	3.658205	2.625193	1.39	0.170	-1.629206	8.945616

Nguồn : Tác giả x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.6.2. H I QUY OLS MÔ HÌNH NGHIÊN C U (LO I BI N open)

```
. reg lnres lngdp expv fpi erv cost
```

Source	SS	df	MS			
Model	10.0241439	5	2.00482879	Number of obs =	52	
Residual	1.37479227	46	.029886788	F(5, 46) =	67.08	
Total	11.3989362	51	.223508553	Prob > F	= 0.0000	
				R-squared	= 0.8794	
				Adj R-squared	= 0.8663	
				Root MSE	= .17288	

lnres	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lngdp	.7826921	.1014094	7.72	0.000	.5785656	.9868186
expv	-1.822864	.5372799	-3.39	0.001	-2.904352	-.7413752
fpi	1.930064	.2263035	8.53	0.000	1.474539	2.38559
erv	1.777098	.4675877	3.80	0.000	.8358932	2.718303
cost	-6.102439	.8797495	-6.94	0.000	-7.873283	-4.331595
_cons	4.985764	2.528801	1.97	0.055	-.1044481	10.07598

Nguồn : Tác giả x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 2.7. Kiểm định các khuyết tật của mô hình

Ph 1 c 2.7.1. KIỂM ĐỊNH HINT NGẶC NG TUYÊN

```
. estat vif
```

Variable	VIF	1/VIF
lngdp	4.49	0.222531
erv	4.40	0.227017
cost	1.41	0.709473
fpi	1.41	0.711092
expv	1.14	0.878248
Mean VIF	2.57	

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phiên bản Stata 13.0

Ph 1 c 2.7.2. KIỂM ĐỊNH HINT NGẶC NG SAI THAY

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of lnres

chi2(1) = 0.91

Prob > chi2 = 0.3389

.

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phiên bản Stata 13.0

Ph l c 2.8. M c d tr ngo ih it i u và th c t

M C D T R N G O I H I T I U V À T H C T G I A I O N 2005 - 2017

QUÝ	DTNH TH C T (USD)	DTNH T I U (USD)	CHÊNH L CH GI A DTNH TT VÀ TU
Q1.2005	8,067,889,609	7,161,605,324	906,284,285
Q2.2005	8,008,941,800	7,954,471,020	54,470,780
Q3.2005	8,752,768,928	9,049,723,123	-296,954,195
Q4.2005	9,216,467,261	11,596,857,579	-2,380,390,318
Q1.2006	10,907,963,064	9,951,608,168	956,354,896
Q2.2006	11,458,391,867	11,973,958,457	-515,566,590
Q3.2006	12,068,741,898	12,289,363,880	-220,621,982
Q4.2006	13,590,986,809	14,065,629,017	-474,642,208
Q1.2007	18,533,442,260	14,610,408,170	3,923,034,090
Q2.2007	21,001,961,710	18,610,653,081	2,391,308,629
Q3.2007	22,813,103,339	22,936,606,309	-123,502,970
Q4.2007	23,747,734,370	27,214,071,200	-3,466,336,830
Q1.2008	26,743,982,118	31,147,505,540	-4,403,523,422
Q2.2008	22,559,770,745	19,100,875,335	3,458,895,410
Q3.2008	24,135,804,456	15,025,280,709	9,110,523,747
Q4.2008	24,175,912,526	19,292,842,323	4,883,070,203
Q1.2009	23,308,237,839	23,213,503,646	94,734,193
Q2.2009	20,565,930,669	22,731,103,004	-2,165,172,335
Q3.2009	19,091,125,421	22,303,289,149	-3,212,163,728
Q4.2009	16,803,158,161	16,179,324,522	623,833,639
Q1.2010	14,214,886,167	15,206,670,238	-991,784,071
Q2.2010	14,523,730,028	19,139,115,313	-4,615,385,285
Q3.2010	14,537,105,505	18,315,252,141	-3,778,146,636
Q4.2010	12,926,169,011	21,151,993,641	-8,225,824,630
Q1.2011	12,681,708,961	16,539,213,930	-3,857,504,969
Q2.2011	15,723,825,677	15,405,647,501	318,178,176
Q3.2011	15,873,716,575	14,493,991,193	1,379,725,382
Q4.2011	14,045,561,449	18,480,833,408	-4,435,271,959
Q1.2012	18,340,324,556	16,705,435,793	1,634,888,763
Q2.2012	20,623,332,502	19,506,235,098	1,117,097,404
Q3.2012	22,244,353,172	21,839,803,707	404,549,465
Q4.2012	26,112,815,991	25,964,602,369	148,213,622
Q1.2013	28,867,374,222	23,399,956,492	5,467,417,730
Q2.2013	25,296,578,364	27,460,103,324	-2,163,524,960
Q3.2013	24,858,376,566	28,268,105,729	-3,409,729,163
Q4.2013	26,287,179,896	30,408,864,553	-4,121,684,657
Q1.2014	34,175,088,881	28,042,863,055	6,132,225,826
Q2.2014	36,228,183,481	32,031,960,278	4,196,223,203
Q3.2014	37,217,799,550	31,397,684,968	5,820,114,582
Q4.2014	34,575,170,166	33,741,689,942	833,480,224
Q1.2015	37,296,744,236	32,256,970,617	5,039,773,619

QUÝ	DTNH TH C T (USD)	DTNH T I U (USD)	CHÊNH L CH GI A DTNH TT VÀ TU
Q2.2015	37,686,617,675	32,941,529,713	4,745,087,962
Q3.2015	31,024,749,237	33,640,616,558	-2,615,867,321
Q4.2015	28,615,884,805	35,294,747,720	-6,678,862,915
Q1.2016	32,016,963,829	32,777,233,148	-760,269,319
Q2.2016	35,415,985,640	32,096,088,305	3,319,897,335
Q3.2016	38,054,895,541	36,369,632,812	1,685,262,729
Q4.2016	36,905,580,573	37,514,749,028	-609,168,455
Q1.2017	38,232,435,679	34,769,277,384	3,463,158,295
Q2.2017	39,601,245,068	38,967,741,509	633,503,559
Q3.2017	41,775,108,127	38,196,128,528	3,578,979,599
Q4.2017	49,497,307,812	45,455,515,348	4,041,792,464

Nguồn : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán

PH L C 3

CL NG M C D TR NGO IH IT I U
B NG PH NG PHÁP D A THEO CHI PHÍ - L I ÍCH
C A D TR NGO IH I

Ph 1 c 3.1. B ng d li u thu th p ã c x lý giai o n 2005 - 2017

B NG D LI U THU TH P ã C X LÝ GIAI O N 2005 – 2017

Quý	D tr ngo i h i	GDP danh ngh a h i n hành	GDP danh ngh a h i n hành	Doanh s nh p kh u	V n u t gián tí p	N n c ngoài ng n h n	Thâm h t ngân sách nhà n c	Lãi su t cho vay VND	Lãi su t LIBOR USD 3 tháng
VT	USD	USD	T VND	USD	USD	USD	T VND	%/n m	%/n m
Q1.2005	8,067,889,609	10,379,360,465.12	164,243	8,025,788,519	340,000,000	1,688,015,000.00	0	10.82	3.12
Q2.2005	8,008,941,800	13,603,295,942.55	216,026	9,827,694,518	340,000,000	1,312,568,604.62	139	10.88	3.52
Q3.2005	8,752,768,928	12,951,037,603.40	206,829	9,149,133,675	340,000,000	1,194,484,454.87	0	11.08	4.07
Q4.2005	9,216,467,261	15,790,500,246.64	252,113	9,785,445,714	1,205,000,000	1,170,449,627.93	21,520	11.33	4.54
Q1.2006	10,907,963,064	11,571,616,871.70	184,359	9,353,322,507	1,403,000,000	2,040,424,000.00	1,535	11.18	5.00
Q2.2006	11,458,391,867	15,092,445,139.92	242,186	11,841,413,697	1,677,000,000	1,745,544,581.35	3,346	11.18	5.48
Q3.2006	12,068,741,898	15,366,020,200.63	248,290	11,779,266,292	1,879,000,000	1,758,527,905.37	6,877	11.18	5.37
Q4.2006	13,590,986,809	18,623,296,797.40	298,955	11,945,218,140	2,518,000,000	1,686,169,623.94	14,072	11.18	5.36
Q1.2007	18,533,442,260	13,159,313,572.54	210,878	12,200,505,379	3,609,000,000	2,439,000,000.00	6,171	11.18	5.35
Q2.2007	21,001,961,710	17,421,685,435.89	282,577	15,104,839,453	5,109,000,000	3,230,854,132.17	10,449	11.18	5.36
Q3.2007	22,813,103,339	18,315,336,395.30	293,776	15,680,946,460	7,172,000,000	3,474,482,071.85	295	11.18	5.23
Q4.2007	23,747,734,370	22,470,726,355.47	356,783	19,786,961,679	8,761,000,000	3,406,038,102.18	29,282	11.18	4.70
Q1.2008	26,743,982,118	15,762,158,808.93	254,086	21,388,439,242	10,028,000,000	4,390,000,000.00	0	12.32	2.69
Q2.2008	22,559,770,745	21,386,855,676.94	371,652	23,021,281,926	9,794,000,000	4,301,094,697.76	0	16.64	2.78
Q3.2008	24,135,804,456	24,012,417,523.76	390,765	19,663,834,199	9,641,000,000	4,055,348,552.17	0	20.10	4.05
Q4.2008	24,175,912,526	23,347,146,281.58	461,214	16,651,081,275	8,183,000,000	3,753,738,801.91	53,841	14.08	1.43
Q1.2009	23,308,237,839	17,477,586,788.00	311,136	13,458,910,480	7,609,000,000	4,200,704,000.00	6,910	9.54	1.19
Q2.2009	20,565,930,669	23,621,227,885.33	420,464	16,908,404,940	7,742,000,000	3,225,851,180.39	13,820	9.57	0.60
Q3.2009	19,091,125,421	23,756,126,193.21	425,477	18,698,737,176	7,901,000,000	3,178,244,399.95	15,080	10.19	0.29
Q4.2009	16,803,158,161	24,889,579,940.86	501,312	20,892,670,263	8,311,000,000	3,305,064,666.30	66,425	10.98	0.25
Q1.2010	14,214,886,167	18,999,738,219.90	362,895	18,036,948,186	9,601,000,000	4,779,000,000.00	830	12.00	0.29
Q2.2010	14,523,730,028	25,775,130,890.05	492,305	20,742,598,898	10,081,000,000	4,599,619,211.32	7,208	13.44	0.53
Q3.2010	14,537,105,505	25,183,900,120.82	508,996	20,515,760,836	10,248,000,000	4,497,576,132.44	0	13.17	0.29

Q4.2010	12,926,169,011	31,626,564,102.56	616,718	24,082,960,304	10,694,000,000	4,859,507,728.64	50,211	13.93	0.30
Q1.2011	12,681,708,961	21,124,198,947.87	441,707	22,156,609,355	10,912,000,000	6,928,431,000.00	0	16.05	0.30
Q2.2011	15,723,825,677	30,763,773,894.03	628,223	26,720,800,699	11,235,000,000	8,240,124,669.60	234	18.02	0.25
Q3.2011	15,873,716,575	30,199,672,353.45	640,284	26,609,234,283	11,581,000,000	8,435,967,819.95	2,706	17.91	0.37
Q4.2011	14,045,561,449	38,497,589,640.17	826,417	28,951,029,396	11,758,000,000	8,094,930,609.86	55,730	15.84	0.58
Q1.2012	18,340,324,556	26,163,326,941.51	545,767	24,918,190,715	12,532,000,000	10,778,000,000.00	13,886	15.30	0.47
Q2.2012	20,623,332,502	33,696,983,691.70	706,810	28,056,632,459	12,822,000,000	10,167,503,920.45	22,684	13.87	0.46
Q3.2012	22,244,353,172	34,531,316,161.04	720,208	27,563,090,328	13,021,000,000	10,682,555,128.50	70,651	12.49	0.36
Q4.2012	26,112,815,991	61,189,341,566.24	1,272,634	31,141,695,528	13,021,000,000	10,340,331,521.46	0	12.23	0.31
Q1.2013	28,867,374,222	32,617,748,091.60	683,668	28,983,831,548	13,406,000,000	12,347,097,000.00	37,075	11.68	0.28
Q2.2013	25,296,578,364	38,802,204,738.59	830,435	32,211,452,650	14,113,000,000	12,211,622,745.90	25,031	10.08	0.27
Q3.2013	24,858,376,566	43,096,650,764.89	906,778	32,914,466,345	14,031,000,000	12,313,176,013.57	38,649	9.69	0.25
Q4.2013	26,287,179,896	55,152,603,505.51	1,163,381	35,184,159,598	14,407,000,000	12,299,299,169.54	39,175	9.63	0.25
Q1.2014	34,175,088,881	35,822,253,787.88	756,566	31,960,492,930	14,419,000,000	12,166,322,000.00	27,500	9.48	0.23
Q2.2014	36,228,183,481	42,275,967,185.90	911,612	34,304,295,166	14,730,000,000	11,907,333,585.87	21,855	8.28	0.23
Q3.2014	37,217,799,550	48,015,013,279.58	1,004,792	36,009,846,926	14,681,000,000	12,206,166,949.75	33,235	8.40	0.24
Q4.2014	34,575,170,166	58,070,863,033.82	1,264,886	42,549,498,904	14,500,000,000	12,093,758,566.35	62,462	8.16	0.26
Q1.2015	37,296,744,236	37,465,632,237.15	808,883	41,013,230,505	14,447,000,000	13,601,348,000.00	17,973	7.23	0.27
Q2.2015	37,686,617,675	43,998,195,601.68	970,287	43,232,283,596	14,607,000,000	10,251,698,131.23	47,509	7.23	0.28
Q3.2015	31,024,749,237	45,208,317,874.19	1,072,220	43,932,052,259	14,528,000,000	10,517,596,447.72	21,262	6.96	0.33
Q4.2015	28,615,884,805	59,346,576,558.50	1,341,472	47,606,851,292	14,435,000,000	10,421,895,976.06	109,496	6.96	0.61
Q1.2016	32,016,963,829	38,088,017,917.13	850,315	39,573,435,037	14,369,000,000	11,987,955,000.00	32,629	6.96	0.63
Q2.2016	35,415,985,640	46,060,281,098.09	1,029,558	46,221,420,963	14,678,000,000	12,056,354,144.16	23,017	6.96	0.65
Q3.2016	38,054,895,541	51,863,700,089.33	1,157,955	47,340,781,729	15,039,000,000	12,391,261,713.53	43,371	6.96	0.85
Q4.2016	36,905,580,573	61,606,302,409.61	1,464,905	52,156,300,468	14,483,000,000	12,281,748,211.76	92,615	6.96	1.00
Q1.2017	38,232,435,679	40,877,885,037.30	931,607	47,680,692,821	15,192,000,000	14,007,649,000.00	4,050	6.96	1.15
Q2.2017	39,601,245,068	49,540,296,780.88	1,127,215	52,962,645,037	15,635,000,000	19,830,934,762.04	15,415	6.96	1.30
Q3.2017	41,775,108,127	55,946,273,366.35	1,272,433	56,062,691,567	16,005,000,000	20,450,903,083.88	42,080	7.11	1.33
Q4.2017	49,497,307,812	73,823,580,883.20	1,674,720	62,985,104,117	16,372,000,000	20,280,031,583.92	112,755	7.40	1.69

Nguồn: IFS, GSO, Bloomberg, Worldbank, ADB, Bộ Tài Chính, ICE (2018) và tác giả xử lý dữ liệu

**Ph 1 c 3.2. Tính t n th t s n l ñ ng GDP c a Vi t Nam do nh h ñ ng c a
cu c kh ñ ng ho ñ ng 2008**

Ph 1 c 3.2.1. TÍNH GDP TI M N ñ NG B ñ NG PH ñ NG PHÁP L C HP

```
. edit  
  
.*(2 variables, 52 observations pasted into data editor)  
  
. format %9.0g gdp_tt  
  
. tsset stt  
    time variable: stt, 1 to 52  
        delta: 1 unit  
  
. hprescott gdp_tt, stub(hp) smooth(1600)
```

Ph 1 c 3.2.2. B NG TÍNH CHÊNH L CH GDP TH C T VÀ TI M N NG

QUÝ	GDP TH C T (T USD)	GDP TI M N NG (T USD)	CHÊNH L CH GDP (T USD)
Q1.2005	10.379360	11.318378	-0.939018
Q2.2005	13.603300	11.966075	1.637225
Q3.2005	12.951040	12.613186	0.337854
Q4.2005	15.790500	13.260146	2.530354
Q1.2006	11.571620	13.907603	-2.335983
Q2.2006	15.092450	14.557786	0.534664
Q3.2006	15.366020	15.211464	0.154556
Q4.2006	18.623300	15.869741	2.753559
Q1.2007	13.159310	16.533815	-3.374505
Q2.2007	17.421690	17.206609	0.215081
Q3.2007	18.315340	17.888932	0.426408
Q4.2007	22.470730	18.581733	3.888997
Q1.2008	15.762160	19.286222	-3.524062
Q2.2008	21.386860	20.006044	1.380816
Q3.2008	24.012420	20.742640	3.269780
Q4.2008	23.347150	21.498312	1.848838
Q1.2009	17.477590	22.277408	-4.799818
Q2.2009	23.621230	23.085432	0.535798
Q3.2009	23.756130	23.924885	-0.168755
Q4.2009	24.889580	24.798607	0.090973
Q1.2010	18.999740	25.709328	-6.709588
Q2.2010	25.775130	26.659840	-0.884710
Q3.2010	25.183900	27.648736	-2.464836
Q4.2010	31.626560	28.674061	2.952499
Q1.2011	21.124200	29.732315	-8.608115
Q2.2011	30.763770	30.821848	-0.058078
Q3.2011	30.199670	31.935626	-1.735956
Q4.2011	38.497590	33.066580	5.431010
Q1.2012	26.163330	34.206558	-8.043228
Q2.2012	33.696980	35.350799	-1.653819
Q3.2012	34.531320	36.489517	-1.958197
Q4.2012	61.189340	37.611892	23.577448
Q1.2013	32.617750	38.705880	-6.088130
Q2.2013	38.802200	39.774173	-0.971973
Q3.2013	43.096650	40.815658	2.280992
Q4.2013	55.152600	41.828615	13.323985
Q1.2014	35.822250	42.812748	-6.990498
Q2.2014	42.275970	43.776090	-1.500120
Q3.2014	48.015010	44.722305	3.292705
Q4.2014	58.070860	45.654118	12.416742

QUÝ	GDP TH C T (T USD)	GDP TI M N NG (T USD)	CHÊNH L CH GDP (T USD)
Q1.2015	37.465630	46.576314	-9.110684
Q2.2015	43.998200	47.501436	-3.503236
Q3.2015	45.208320	48.436335	-3.228015
Q4.2015	59.346580	49.385671	9.960909
Q1.2016	38.088020	50.352087	-12.264067
Q2.2016	46.060280	51.344453	-5.284173
Q3.2016	51.863700	52.363971	-0.500271
Q4.2016	61.606300	53.408544	8.197756
Q1.2017	40.877890	54.475758	-13.597868
Q2.2017	49.540300	55.568326	-6.028026
Q3.2017	55.946270	56.680462	-0.734192
Q4.2017	73.823580	57.802611	16.020969
T ng chênh l ch gi a GDP th c t và GDP ti m n ng (T n th t s n l ng GDP) giai o n Q1.2008 - Q2.2013			- 8,582,103,000 USD

Nguồn: Tổng cục Thống kê – GSO (2018) và tác giả tính toán

Ph 1 c 3.3. Tính bi n s bi n ng v n u t giá n t i p

Ph 1 c 3.3.1. KI M NH HI U NG ARCH C A V N U T GIÁ N TI P

```
. edit
. *(2 variables, 52 observations pasted into data editor)
. tsset stt
    time variable: stt, 1 to 52
    delta: 1 unit
. reg fpi
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	52
Model	0	0	.	F(0, 51) =	0.00
Residual	1206.386	51	23.6546274	Prob > F =	.
Total	1206.386	51	23.6546274	R-squared =	0.0000
				Adj R-squared =	0.0000
				Root MSE =	4.8636

fpi	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_cons	10.29125	.6744603	15.26	0.000	8.937214 11.64529


```
. estat archlm, lags(1)
LM test for autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)
```

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	49.245	1	0.0000

H0: no ARCH effects vs. H1: ARCH(p) disturbance

Ngu n : Tác gi x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.3.2. MÔ HÌNH ARCH(1) C A V N U T GIÁN TI P

```

. arch fpi, arch(1)

(setting optimization to BHHH)
Iteration 0:  log likelihood = -135.10853
Iteration 1:  log likelihood = -134.26149
Iteration 2:  log likelihood = -134.18178
Iteration 3:  log likelihood = -133.92397
Iteration 4:  log likelihood = -133.83275
(switching optimization to BFGS)
Iteration 5:  log likelihood = -132.49949
Iteration 6:  log likelihood = -132.34967
Iteration 7:  log likelihood = -132.33604
Iteration 8:  log likelihood = -131.90884
Iteration 9:  log likelihood = -130.61816
Iteration 10: log likelihood = -130.53988 (backed up)
Iteration 11: log likelihood = -128.3357
Iteration 12: log likelihood = -119.63715
Iteration 13: log likelihood = -118.02407
Iteration 14: log likelihood = -116.33983
(switching optimization to BHHH)
Iteration 15: log likelihood = -115.71802
Iteration 16: log likelihood = -114.01198
Iteration 17: log likelihood = -113.94275
Iteration 18: log likelihood = -113.92807
Iteration 19: log likelihood = -113.92483
(switching optimization to BFGS)
Iteration 20: log likelihood = -113.92147
Iteration 21: log likelihood = -113.91818
Iteration 22: log likelihood = -113.91781
Iteration 23: log likelihood = -113.91699
Iteration 24: log likelihood = -113.91695
Iteration 25: log likelihood = -113.91695

ARCH family regression

Sample: 1 - 52                Number of obs   =       52
Distribution: Gaussian        Wald chi2(.)    =       .
Log likelihood = -113.917     Prob > chi2     =       .

```

		OPG				
fpi		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
fpi	_cons	14.57145	.1084469	134.36	0.000	14.3589 14.784
ARCH	arch					
	l1.	.9886661	.4228479	2.34	0.019	.1598994 1.817433
	_cons	.0556722	.0436706	1.27	0.202	-.0299207 .1412651

```

. predict var, variance
. gen fpiv=sqrt(var)

```


Ph 1 c 3.3.3. B NG TÍNH K T QU BI N NG C A V N U T GIÁN
TI P (FPI) THEO QUÝ GIAI O N 2005 - 2017

QUÝ	FPI (USD)	FPI (T USD)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h _t)	BI N NG FPI (L CH CHU N - fpiv)
Q1.2005	340,000,000	0.340	41.1050	6.4113
Q2.2005	340,000,000	0.340	200.2944	14.1525
Q3.2005	340,000,000	0.340	200.2944	14.1525
Q4.2005	1,205,000,000	1.205	200.2944	14.1525
Q1.2006	1,403,000,000	1.403	176.6928	13.2926
Q2.2006	1,677,000,000	1.677	171.4984	13.0957
Q3.2006	1,879,000,000	1.879	164.4381	12.8233
Q4.2006	2,518,000,000	2.518	159.3281	12.6225
Q1.2007	3,609,000,000	3.609	143.6947	11.9873
Q2.2007	5,109,000,000	5.109	118.8690	10.9027
Q3.2007	7,172,000,000	7.172	88.5789	9.4116
Q4.2007	8,761,000,000	8.761	54.1870	7.3612
Q1.2008	10,028,000,000	10.028	33.4344	5.7822
Q2.2008	9,794,000,000	9.794	20.4647	4.5238
Q3.2008	9,641,000,000	9.641	22.6210	4.7562
Q4.2008	8,183,000,000	8.183	24.0895	4.9081
Q1.2009	7,609,000,000	7.609	40.4054	6.3565
Q2.2009	7,742,000,000	7.742	47.9820	6.9269
Q3.2009	7,901,000,000	7.901	46.1685	6.7947
Q4.2009	8,311,000,000	8.311	44.0463	6.6367
Q1.2010	9,601,000,000	9.601	38.8047	6.2293
Q2.2010	10,081,000,000	10.081	24.4811	4.9478
Q3.2010	10,248,000,000	10.248	19.9913	4.4712
Q4.2010	10,694,000,000	10.694	18.5361	4.3054
Q1.2011	10,912,000,000	10.912	14.9199	3.8626
Q2.2011	11,235,000,000	11.235	13.2955	3.6463
Q3.2011	11,581,000,000	11.581	11.0614	3.3259
Q4.2011	11,758,000,000	11.758	8.8971	2.9828
Q1.2012	12,532,000,000	12.532	7.8815	2.8074
Q2.2012	12,822,000,000	12.822	4.1679	2.0415
Q3.2012	13,021,000,000	13.021	3.0816	1.7554
Q4.2012	13,021,000,000	13.021	2.4323	1.5596
Q1.2013	13,406,000,000	13.406	2.4323	1.5596
Q2.2013	14,113,000,000	14.113	1.3986	1.1826
Q3.2013	14,031,000,000	14.031	0.2635	0.5133
Q4.2013	14,407,000,000	14.407	0.3444	0.5869
Q1.2014	14,419,000,000	14.419	0.0824	0.2871
Q2.2014	14,730,000,000	14.730	0.0787	0.2804
Q4.2014	14,500,000,000	14.500	0.0675	0.2599
Q1.2015	14,447,000,000	14.447	0.0607	0.2464

QUÝ	FPI (USD)	FPI (T USD)	PH NG SAI CÓ I U KI N (h_t)	BI N NG FPI (L CH CHU N - fpiv)
Q2.2015	14,607,000,000	14.607	0.0710	0.2664
Q3.2015	14,528,000,000	14.528	0.0569	0.2386
Q4.2015	14,435,000,000	14.435	0.0575	0.2399
Q1.2016	14,369,000,000	14.369	0.0741	0.2722
Q2.2016	14,678,000,000	14.678	0.0962	0.3102
Q3.2016	15,039,000,000	15.039	0.0669	0.2586
Q4.2016	14,483,000,000	14.483	0.2718	0.5213
Q1.2017	15,192,000,000	15.192	0.0634	0.2518
Q2.2017	15,635,000,000	15.635	0.4364	0.6606
Q3.2017	16,005,000,000	16.005	1.1740	1.0835
Q4.2017	16,372,000,000	16.372	2.0874	1.4448

Nguồn: Bloomberg (2018) và tác giả tính toán

Ph 1 c 3.4. D li u các bi n s c a mô hình tính phí bù p r i r o

Ph 1 c 3.4.1. B NG TÍNH CÁC BI N S THEO QUÝ GIAI O N 2005 - 2017

QUÝ	TH I GIAN (time)	PHÍ BÙ P R I R O (%/n m)	LOG PB RR (lnriskp)	NK/GDP (M T.M I - open)	BI N NG FPI (fpiv)	N NNG.NH/ DTNH (%/n m)	LOG NNNNH /DTNH (lnstexd)	THÂM H T NS/GDP (fd)
Q1.2005	1	7.467	2.01049	0.77324	6.4113	16.269	2.78926	0.00000
Q2.2005	2	7.110	1.96150	0.72245	14.1525	14.914	2.70230	0.00064
Q3.2005	3	6.736	1.90747	0.70644	14.1525	13.372	2.59316	0.00000
Q4.2005	4	6.495	1.87103	0.61970	14.1525	22.139	3.09734	0.08536
Q1.2006	5	5.886	1.77258	0.80830	13.2926	16.002	2.77271	0.00833
Q2.2006	6	5.404	1.68714	0.78459	13.0957	15.347	2.73092	0.01382
Q3.2006	7	5.514	1.70729	0.76658	12.8233	13.971	2.63698	0.02770
Q4.2006	8	5.524	1.70910	0.64141	12.6225	17.946	2.88737	0.04707
Q1.2007	9	5.534	1.71091	0.92714	11.9873	17.433	2.85836	0.02926
Q2.2007	10	5.524	1.70910	0.86701	10.9027	16.544	2.80602	0.03698
Q3.2007	11	5.654	1.73236	0.85616	9.4116	14.930	2.70337	0.00100
Q4.2007	12	6.189	1.82277	0.88057	7.3612	18.486	2.91701	0.08207
Q1.2008	13	9.378	2.23837	1.35695	5.7822	16.082	2.77770	0.00000
Q2.2008	14	13.485	2.60158	1.07642	4.5238	17.976	2.88904	0.00000
Q3.2008	15	15.425	2.73599	0.81890	4.7562	15.553	2.74425	0.00000
Q4.2008	16	12.472	2.52349	0.71320	4.9081	17.376	2.85509	0.11674
Q1.2009	17	8.252	2.11046	0.77007	6.3565	13.840	2.62756	0.02221
Q2.2009	18	8.917	2.18796	0.71581	6.9269	15.454	2.73787	0.03287
Q3.2009	19	9.871	2.28960	0.78711	6.7947	17.312	2.85140	0.03544
Q4.2009	20	10.703	2.37052	0.83941	6.6367	28.441	3.34783	0.13250
Q1.2010	21	11.676	2.45754	0.94933	6.2293	32.358	3.47686	0.00229
Q2.2010	22	12.842	2.55272	0.80475	4.9478	30.967	3.43292	0.01464
Q3.2010	23	12.843	2.55280	0.81464	4.4712	33.428	3.50939	0.00000
Q4.2010	24	13.589	2.60926	0.76148	4.3054	53.600	3.98155	0.08142
Q1.2011	25	15.703	2.75385	1.04887	3.8626	64.976	4.17402	0.00000
Q2.2011	26	17.726	2.87503	0.86858	3.6463	53.651	3.98250	0.00037
Q3.2011	27	17.475	2.86077	0.88111	3.3259	50.996	3.93175	0.00423
Q4.2011	28	15.172	2.71945	0.75202	2.9828	76.736	4.34037	0.06744
Q1.2012	29	14.761	2.69199	0.95241	2.8074	55.438	4.01527	0.02544
Q2.2012	30	13.349	2.59144	0.83262	2.0415	51.798	3.94735	0.03209
Q3.2012	31	12.086	2.49205	0.79821	1.7554	46.485	3.83913	0.09810
Q4.2012	32	11.883	2.47511	0.50894	1.5596	47.284	3.85617	0.00000
Q1.2013	33	11.368	2.43080	0.88859	1.5596	42.303	3.74486	0.05423
Q2.2013	34	9.784	2.28075	0.83014	1.1826	48.675	3.88517	0.03014
Q3.2013	35	9.416	2.24241	0.76374	0.5133	49.477	3.90151	0.04262
Q4.2013	36	9.357	2.23612	0.63794	0.5869	46.282	3.83475	0.03367
Q1.2014	37	9.229	2.22235	0.89220	0.2871	34.842	3.55082	0.03635
Q2.2014	38	8.032	2.08343	0.81144	0.2804	33.692	3.51726	0.02397
Q3.2014	39	8.140	2.09679	0.74997	0.2838	32.495	3.48109	0.03308
Q4.2014	40	7.880	2.06433	0.73272	0.2599	39.338	3.67219	0.04938
Q1.2015	41	6.941	1.93745	1.09469	0.2464	27.487	3.31371	0.02222
Q2.2015	42	6.931	1.93600	0.98259	0.2664	27.908	3.32891	0.04896
Q3.2015	43	6.608	1.88828	0.97177	0.2386	33.592	3.51429	0.01983
Q4.2015	44	6.311	1.84229	0.80218	0.2399	41.893	3.73512	0.08162
Q1.2005	1	7.467	2.01049	0.77324	6.4113	16.269	2.78926	0.00000
Q2.2016	46	6.269	1.83562	1.00350	0.3102	34.988	3.55501	0.02236

QUÝ	TH I GIAN (time)	PHÍ BÙ P R I RO (%/n m)	LOG PB RR (lnriskp)	NK/GDP (M T.M I – open)	BI N NG FPI (fpiv)	N NNG.NH/ DTNH (%/n m)	LOG NNNNH /DTNH (lnstexd)	THÂM H T NS/GDP (fd)
Q3.2016	47	6.059	1.80154	0.91279	0.2586	32.274	3.47426	0.03745
Q4.2016	48	5.901	1.77512	0.84661	0.5213	37.955	3.63640	0.06322
Q1.2017	49	5.744	1.74816	1.16642	0.2518	51.869	3.94872	0.00435
Q2.2017	50	5.587	1.72044	1.06908	0.6606	51.642	3.94434	0.01368
Q3.2017	51	5.704	1.74117	1.00208	1.0835	48.546	3.88251	0.03307
Q4.2017	52	5.615	1.72544	0.85318	1.4448	44.245	3.78974	0.06733

Nguồn: IFS, GSO, MOF, Bloomberg, Worldbank, ADB, ICE (2018) và tác giả tính toán

Ph 1 c 3.4.2. TH NG KÊ MÔ T CÁC BI NS

. tabstat lnriskp open fpiv lnstexd fd, stat(n mean sd min max median)

stats	lnriskp	open	fpiv	lnstexd	fd
N	52	52	52	52	52
mean	2.14883	.8549048	4.610267	3.387538	.033729
sd	.3697087	.1486083	4.580557	.5062466	.0320663
min	1.68714	.50894	.2386	2.59316	0
max	2.87503	1.35695	14.1525	4.34037	.1325
p50	2.09011	.83138	3.4861	3.49524	.0297

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phim m Stata 13.0

Ph 1 c 3.5. K i m nh tính d ng các b i n c a mô hình tính phí bù p r i ro

Ph 1 c 3.5.1. KI M NH TÍNH D NG C A BI N lnriskp

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 3 v i AIC nh nh t là -80.32931. K t qu ki m nh ADF b c 3 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.1150 >10% nên ch a có c s bác b gi thuy t H_0 hay b i n lnriskp là chu i không d ng t i b c 0: $I(0)$. Tác gi ti p t c ki m nh ADF cho sai phân b c 1 c a b i n lnriskp và th y k t qu p-value = 0.0001 <1% nên bác b gi thuy t H_0 hay b i n lnriskp là chu i d ng t i b c 1: $I(1)$.

. varsoc lnriskp, maxlag(8)

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52

Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-18.1883				.140061	.872193	.887231	.912743
1	28.2342	92.845	1	0.000	.017769	-1.19246	-1.16239	-1.11136
2	35.8185	15.169	1	0.000	.013175	-1.49175	-1.44664	-1.3701
3	38.2457	4.8545*	1	0.028	.012351*	-1.55662*	-1.49647*	-1.39443*
4	38.2525	.01341	1	0.908	.012928	-1.51148	-1.43629	-1.30873
5	38.2601	.01522	1	0.902	.013534	-1.46637	-1.37614	-1.22307
6	38.7611	1.002	1	0.317	.013859	-1.44369	-1.33842	-1.15984
7	38.956	.38988	1	0.532	.014395	-1.40709	-1.28679	-1.08269
8	39.0228	.13354	1	0.715	.015045	-1.36467	-1.22933	-.999724

Endogenous: lnriskp

Exogenous: _cons

. reg lnriskp 1.lnriskp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	6.20413794	1	6.20413794	F(1, 49) =	406.82
Residual	.747261133	49	.015250227	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8925
				Adj R-squared =	0.8903
Total	6.95139907	50	.139027981	Root MSE =	.12349

lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnriskp					
L1.	.9560165	.0473983	20.17	0.000	.860766 1.051267
_cons	.089289	.1036964	0.86	0.393	-.1190967 .2976747

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	-21.54736	35.32487	2	-66.64975	-62.7861

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnriskp 1.lnriskp 12.lnriskp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	6.38704382	2	3.19352191	F(2, 47) =	284.53
Residual	.527516702	47	.01122376	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9237
				Adj R-squared =	0.9205
Total	6.91456052	49	.14111348	Root MSE =	.10594

lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnriskp					
L1.	1.463729	.122625	11.94	0.000	1.217039 1.710419
L2.	-.5457062	.12405	-4.40	0.000	-.7952626 -.2961498
_cons	.1752942	.0911977	1.92	0.061	-.0081719 .3587604

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	-21.48709	42.84302	3	-79.68603	-73.94997

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnriskp 1.lnriskp 12.lnriskp 13.lnriskp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	6.37888223	3	2.12629408	F(3, 45) =	202.30
Residual	.472983059	45	.010510735	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9310
				Adj R-squared =	0.9264
Total	6.85186529	48	.142747193	Root MSE =	.10252

lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnriskp						
L1.	1.633388	.1416587	11.53	0.000	1.348073	1.918703
L2.	-1.006667	.2389656	-4.21	0.000	-1.487968	-.5253655
L3.	.3211199	.1433573	2.24	0.030	.0323834	.6098564
_cons	.110345	.0937102	1.18	0.245	-.078397	.299087

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	-21.32915	44.16465	4	-80.32931	-72.76203

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnriskp 1.lnriskp 12.lnriskp 13.lnriskp 14.lnriskp

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	6.29437765	4	1.57359441	F(4, 43) =	143.36
Residual	.472006815	43	.010976903	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9302
				Adj R-squared =	0.9238
Total	6.76638446	47	.143965627	Root MSE =	.10477

lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnriskp						
L1.	1.638877	.1529226	10.72	0.000	1.330479	1.947275
L2.	-1.02973	.2886794	-3.57	0.001	-1.611908	-.4475527
L3.	.3606453	.2889886	1.25	0.219	-.2221558	.9434464
L4.	-.0246256	.154476	-0.16	0.874	-.3361561	.2869049
_cons	.1167759	.0992448	1.18	0.246	-.0833703	.3169221

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	-21.08743	42.81806	5	-75.63612	-66.28011

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller lnriskp, lags(3) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 48

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.416	-1.681	-1.302

p-value for Z(t) = 0.1150

D.lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnriskp						
L1.	-.0548331	.0450383	-1.22	0.230	-.1456616	.0359953
LD.	.6937104	.150914	4.60	0.000	.3893633	.9980574
L2D.	-.3360198	.1744051	-1.93	0.061	-.6877412	.0157017
L3D.	.0246256	.154476	0.16	0.874	-.2869049	.3361561
_cons	.1167759	.0992448	1.18	0.246	-.0833703	.3169221

. dfuller d.lnriskp, drift reg

Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 50

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.407	-1.677	-1.299

p-value for Z(t) = 0.0001

D2.lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnriskp						
LD.	-.5036145	.125101	-4.03	0.000	-.7551469	-.2520821
_cons	-.0020475	.0154411	-0.13	0.895	-.0330939	.028999

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phim m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.5.2. KI M NH TÍNH D NG C ABI N open

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 5 v i AIC nh nh t là -67.86557. K t qu ki m nh ADF b c 5 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0166 < 5% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 5% hay bi n open là chu i d ng t i b c 0: I(0).

```
. varsoc open, maxlag(8)
```

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52 Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	22.1627				.022375	-.96194	-.946902	-.92139
1	23.8295	3.3336	1	0.068	.021708	-.992249	-.962174	-.91115
2	23.8569	.05492	1	0.815	.022693	-.948043	-.90293	-.826394
3	24.0323	.35077	1	0.554	.023566	-.910561	-.850409	-.748362
4	28.5778	9.091	1	0.003	.020068	-1.07172	-.996531	-.868972
5	37.115	17.074*	1	0.000	.014257*	-1.41432*	-1.32409*	-1.17102*
6	38.0554	1.8808	1	0.170	.01431	-1.41161	-1.30635	-1.12776
7	38.0591	.0074	1	0.931	.014994	-1.36632	-1.24602	-1.04193
8	38.1949	.2715	1	0.602	.015622	-1.32704	-1.1917	-.962093

Endogenous: open

Exogenous: _cons

```
. reg open l.open
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	.131363165	1	.131363165	F(1, 49) =	6.51
Residual	.988141977	49	.020166163	Prob > F =	0.0139
Total	1.11950514	50	.022390103	R-squared =	0.1173
				Adj R-squared =	0.0993
				Root MSE =	.14201

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
Li.	.3415147	.1338087	2.55	0.014	.0726161 .6104132
_cons	.564532	.1161136	4.86	0.000	.331193 .7978709

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	25.01708	28.19988	2	-52.39975	-48.5361

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	.124846757	2	.062423378	F(2, 47) =	3.01
Residual	.976327938	47	.020772935	Prob > F =	0.0591
Total	1.1011747	49	.022472953	R-squared =	0.1134
				Adj R-squared =	0.0756
				Root MSE =	.14413

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.3280953	.14521	2.26	0.029	.0359704 .6202201
L2.	.0160375	.1462109	0.11	0.913	-.278101 .310176
_cons	.5644859	.1437694	3.93	0.000	.2752591 .8537127

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	24.44421	27.45257	3	-48.90513	-43.16907

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open l3.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	.115033226	3	.038344409	F(3, 45) =	1.79
Residual	.962333597	45	.021385191	Prob > F =	0.1621
Total	1.07736682	48	.022445142	R-squared =	0.1068
				Adj R-squared =	0.0472
				Root MSE =	.14624

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.3171958	.1482659	2.14	0.038	.0185729 .6158187
L2.	.0266859	.1557307	0.17	0.865	-.2869718 .3403435
L3.	-.0460384	.1506682	-0.31	0.761	-.3494998 .2574229
_cons	.6059765	.169719	3.57	0.001	.2641448 .9478081

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	23.99587	26.76226	4	-45.52453	-37.95725

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg open l.open l2.open l3.open l4.open

Source	SS	df	MS	Number of obs = 48		
Model	.298303642	4	.074575911	F(4, 43) =	4.46	
Residual	.718980066	43	.016720467	Prob > F =	0.0042	
Total	1.01728371	47	.021644334	R-squared =	0.2932	
				Adj R-squared =	0.2275	
				Root MSE =	.12931	

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
open						
L1.	.3088775	.1319776	2.34	0.024	.0427193	.5750357
L2.	.0041925	.1380497	0.03	0.976	-.2742112	.2825962
L3.	-.1815252	.1383273	-1.31	0.196	-.4604886	.0974383
L4.	.4824721	.1382081	3.49	0.001	.2037488	.7611954
_cons	.3457772	.1752424	1.97	0.055	-.0076328	.6991872

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	24.38851	32.71789	5	-55.43579	-46.07978

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

. reg open l.open l2.open l3.open l4.open l5.open

Source	SS	df	MS	Number of obs = 47		
Model	.510636999	5	.1021274	F(5, 41) =	8.32	
Residual	.503084564	41	.012270355	Prob > F =	0.0000	
Total	1.01372156	46	.022037425	R-squared =	0.5037	
				Adj R-squared =	0.4432	
				Root MSE =	.11077	

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
open						
L1.	.570756	.1306394	4.37	0.000	.3069244	.8345875
L2.	-.0838778	.1202995	-0.70	0.490	-.3268276	.1590719
L3.	-.1699565	.1187802	-1.43	0.160	-.4098381	.0699251
L4.	.6581784	.1256154	5.24	0.000	.404493	.9118639
L5.	-.5633385	.1345353	-4.19	0.000	-.835038	-.2916389
_cons	.5094894	.16033	3.18	0.003	.1856963	.8332825

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	23.46809	39.93279	6	-67.86557	-56.76469

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

. reg open l1.open l2.open l3.open l4.open l5.open l6.open

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	.532814071	6	.088802345	F(6, 39) =	7.31
Residual	.473693756	39	.012145994	Prob > F =	0.0000
Total	1.00650783	45	.022366841	R-squared =	0.5294
				Adj R-squared =	0.4570
				Root MSE =	.11021

open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	.6978985	.1554304	4.49	0.000	.3835109 1.012286
L2.	-.2421942	.1573859	-1.54	0.132	-.5605373 .0761488
L3.	-.1354948	.1210609	-1.12	0.270	-.3803636 .109374
L4.	.6749864	.1261018	5.35	0.000	.4199215 .9300513
L5.	-.7008631	.1621922	-4.32	0.000	-1.028928 -.3727985
L6.	.2351153	.1601738	1.47	0.150	-.0888668 .5590974
_cons	.4119369	.1823885	2.26	0.030	.0430213 .7808525

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	22.63838	39.97305	7	-65.94609	-53.1456

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller open, lags(5) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 46

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.207	-2.426	-1.685

p-value for Z(t) = 0.0166

D.open	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
open					
L1.	-.470552	.2131803	-2.21	0.033	-.90175 -.0393541
LD.	.1684505	.2020266	0.83	0.409	-.240187 .5770879
L2D.	-.0737438	.2023208	-0.36	0.717	-.4829762 .3354886
L3D.	-.2092386	.1720645	-1.22	0.231	-.5572719 .1387947
L4D.	.4657478	.1506541	3.09	0.004	.1610211 .7704746
L5D.	-.2351153	.1601738	-1.47	0.150	-.5590974 .0888668
_cons	.4119369	.1823885	2.26	0.030	.0430213 .7808525

Ph 1 c 3.5.3. KI M NH TÍNH D NG C A BI N fpiv

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 7 v i AIC nh nh t là 45.41102. K t qu ki m nh ADF b c 7 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0004 < 1% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 1% hay bi n fpiv là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. reg fpiv l.fpiv

Source	SS	df	MS			
Model	988.456879	1	988.456879	Number of obs =	51	
Residual	78.2922461	49	1.59780094	F(1, 49) =	618.64	
Total	1066.74912	50	21.3349825	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.9266	
				Adj R-squared =	0.9251	
				Root MSE =	1.264	

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
l1.	.9657367	.0388277	24.87	0.000	.8877096	1.043764
_cons	.0627071	.2534584	0.25	0.806	-.4466366	.5720507

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	-149.8998	-83.29575	2	170.5915	174.4552

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	961.5761	2	480.78805	F(2, 47) =	1946.51
Residual	11.6090264	47	.247000562	Prob > F	= 0.0000
Total	973.185127	49	19.860921	R-squared	= 0.9881
				Adj R-squared	= 0.9876
				Root MSE	= .49699

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	1.136824	.0562099	20.22	0.000	1.023745	1.249904
L2.	-.192484	.0564792	-3.41	0.001	-.3061055	-.0788626
_cons	.0244819	.1012874	0.24	0.810	-.1792822	.2282459

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	-145.1607	-34.44092	3	74.88185	80.61792

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	867.379601	3	289.126534	F(3, 45) =	1544.74
Residual	8.42258878	45	.18716864	Prob > F	= 0.0000
Total	875.80219	48	18.245879	R-squared	= 0.9904
				Adj R-squared	= 0.9897
				Root MSE	= .43263

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	1.486945	.1275456	11.66	0.000	1.230055	1.743835
L2.	-.4676932	.1528465	-3.06	0.004	-.7755419	-.1598444
L3.	-.0603262	.0549273	-1.10	0.278	-.1709554	.0503031
_cons	.0710774	.0897833	0.79	0.433	-.1097554	.2519102

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	-140.1693	-26.38586	4	60.77173	68.33901

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv l4.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	766.464527	4	191.616132	F(4, 43) =	1043.36
Residual	7.89710391	43	.183653579	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9898
				Adj R-squared =	0.9889
Total	774.361631	47	16.4757794	Root MSE =	.42855

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	1.546826	.1477346	10.47	0.000	1.248891	1.844761
L2.	-.4917724	.2534322	-1.94	0.059	-1.002867	.0193224
L3.	-.178715	.1668287	-1.07	0.290	-.515157	.1577271
L4.	.0920108	.0551443	1.67	0.102	-.0191983	.2032199
_cons	.0395561	.091323	0.43	0.667	-.1446143	.2237264

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	-134.8492	-24.79613	5	59.59226	68.94827

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv l4.fpiv l5.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	678.58358	5	135.716716	F(5, 41) =	779.43
Residual	7.1390135	41	.17412228	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9896
				Adj R-squared =	0.9883
Total	685.722593	46	14.9070129	Root MSE =	.41728

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	1.578417	.148515	10.63	0.000	1.278485	1.878349
L2.	-.4469877	.2710623	-1.65	0.107	-.994409	.1004337
L3.	-.5245835	.2574035	-2.04	0.048	-1.04442	-.0047465
L4.	.4181495	.1654836	2.53	0.015	.0839486	.7523504
L5.	-.0648036	.0555008	-1.17	0.250	-.1768898	.0472827
_cons	.0330322	.0908412	0.36	0.718	-.1504253	.2164898

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	-129.6778	-22.40265	6	56.80529	67.90618

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv l4.fpiv l5.fpiv l6.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	591.106116	6	98.5176859	F(6, 39) =	649.88
Residual	5.91219234	39	.151594675	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9901
				Adj R-squared =	0.9886
Total	597.018308	45	13.2670735	Root MSE =	.38935

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fpiv					
L1.	1.450083	.1457796	9.95	0.000	1.155215 1.74495
L2.	-.209362	.2691121	-0.78	0.441	-.7536927 .3349687
L3.	-.502126	.2612084	-1.92	0.062	-1.03047 .026218
L4.	-.101943	.2553683	-0.40	0.692	-.6184741 .4145882
L5.	.3863452	.1681328	2.30	0.027	.0462646 .7264259
L6.	-.0775296	.0528628	-1.47	0.150	-.1844546 .0293954
_cons	.032393	.0864954	0.37	0.710	-.1425605 .2073465

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	-124.2272	-18.0838	7	50.16761	62.9681

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv l4.fpiv l5.fpiv l6.fpiv l7.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	45
Model	504.532527	7	72.0760752	F(7, 37) =	526.51
Residual	5.06504767	37	.13689318	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.9901
				Adj R-squared =	0.9882
Total	509.597574	44	11.581763	Root MSE =	.36999

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fpiv					
L1.	1.30544	.1522674	8.57	0.000	.9969166 1.613962
L2.	-.0953018	.2606819	-0.37	0.717	-.6234934 .4328899
L3.	-.3319499	.2577072	-1.29	0.206	-.8541143 .1902144
L4.	-.2440203	.2644023	-0.92	0.362	-.7797503 .2917098
L5.	.0825279	.2511043	0.33	0.744	-.4262577 .5913135
L6.	.3149263	.1722848	1.83	0.076	-.0341558 .6640083
L7.	-.106801	.0516277	-2.07	0.046	-.2114086 -.0021934
_cons	.0489792	.0842967	0.58	0.565	-.1218221 .2197806

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	45	-118.4588	-14.70551	8	45.41102	59.86432

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fpiv l1.fpiv l2.fpiv l3.fpiv l4.fpiv l5.fpiv l6.fpiv l7.fpiv l8.fpiv

Source	SS	df	MS	Number of obs =	44
Model	417.032077	8	52.1290096	F(8, 35) =	363.99
Residual	5.01255191	35	.143215769	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.9881
				Adj R-squared	= 0.9854
Total	422.044629	43	9.81499137	Root MSE	= .37844

fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	1.270118	.1686754	7.53	0.000	.927689	1.612548
L2.	-.0738127	.2692166	-0.27	0.786	-.6203514	.4727259
L3.	-.3171665	.2671503	-1.19	0.243	-.8595104	.2251774
L4.	-.2139644	.2752193	-0.78	0.442	-.7726892	.3447604
L5.	.0167194	.2828214	0.06	0.953	-.5574385	.5908772
L6.	.2962511	.2575228	1.15	0.258	-.226548	.8190502
L7.	-.0263933	.1853447	-0.14	0.888	-.4026631	.3498764
L8.	-.0337452	.0560309	-0.60	0.551	-.1474939	.0800035
_cons	.057697	.0883937	0.65	0.518	-.1217518	.2371458

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	44	-112.1736	-14.64392	9	47.28783	63.34554

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller fpiv, lags(7) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 44

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.696	-2.438	-1.690

p-value for Z(t) = 0.0004

D.fpiv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fpiv						
L1.	-.0819935	.0221818	-3.70	0.001	-.1270249	-.0369621
LD.	.3521118	.1570468	2.24	0.031	.0332898	.6709337
L2D.	.278299	.1624067	1.71	0.095	-.051404	.6080021
L3D.	-.0388675	.1661836	-0.23	0.816	-.3762382	.2985032
L4D.	-.2528319	.1711657	-1.48	0.149	-.6003167	.0946529
L5D.	-.2361125	.1686638	-1.40	0.170	-.5785184	.1062933
L6D.	.0601386	.1550456	0.39	0.700	-.2546208	.3748979
L7D.	.0337452	.0560309	0.60	0.551	-.0800035	.1474939
_cons	.057697	.0883937	0.65	0.518	-.1217518	.2371458

Ph 1 c 3.5.4. KI M NH TÍNH D NG C A BI N Instexd

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 5 v i AIC nh nh t là -32.18169. K t qu ki m nh ADF b c 5 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) cho th y p-value = 0.0547 < 10% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 10% hay bi n Instexd là chu i d ng t i b c 0: I(0).

```
. varsoc lnstexd, maxlag(8)
```

Selection-order criteria

Sample: 9 - 52 Number of obs = 44

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-28.3868				.222661	1.33576	1.3508	1.37631
1	12.1586	81.091	1	0.000	.036899	-.461756	-.43168	-.380656*
2	12.1612	.00523	1	0.942	.038616	-.41642	-.371307	-.294771
3	12.323	.32353	1	0.569	.040128	-.378319	-.318167	-.21612
4	13.1783	1.7105	1	0.191	.040412	-.37174	-.296551	-.168991
5	19.6766	12.997*	1	0.000	.031498*	-.621665*	-.531439*	-.378367
6	19.6887	.02404	1	0.877	.032978	-.576757	-.471493	-.292909
7	20.3132	1.2491	1	0.264	.033592	-.559691	-.439389	-.235293
8	20.4116	.19683	1	0.657	.035059	-.51871	-.38337	-.153763

Endogenous: lnstexd

Exogenous: _cons

```
. reg lnstexd l.lnstexd
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	51
Model	10.7796834	1	10.7796834	F(1, 49) =	274.26
Residual	1.92592638	49	.03930462	Prob > F =	0.0000
Total	12.7056098	50	.254112195	R-squared =	0.8484
				Adj R-squared =	0.8453
				Root MSE =	.19825

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnstexd					
l1.	.9139311	.0551864	16.56	0.000	.8030298 1.024832
_cons	.3105001	.1885656	1.65	0.106	-.0684367 .6894369

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	-36.92642	11.18281	2	-18.36562	-14.50196

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

. reg lnstexd 1.lnstexd 12.lnstexd

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	10.3294639	2	5.16473197	F(2, 47) =	129.07
Residual	1.88066505	47	.04001415	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8460
				Adj R-squared =	0.8394
Total	12.210129	49	.249186306	Root MSE =	.20004

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnstexd					
L1.	.8141859	.1443272	5.64	0.000	.523837 1.104535
L2.	.0997907	.1437692	0.69	0.491	-.1894355 .389017
_cons	.3156756	.1965384	1.61	0.115	-.0797087 .7110599

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	-35.703	11.06301	3	-16.12602	-10.38995

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnstexd 1.lnstexd 12.lnstexd 13.lnstexd

Source	SS	df	MS	Number of obs =	49
Model	9.69964557	3	3.23321519	F(3, 45) =	79.75
Residual	1.82428013	45	.040539558	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8417
				Adj R-squared =	0.8311
Total	11.5239257	48	.240081785	Root MSE =	.20134

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnstexd					
L1.	.7877491	.1470865	5.36	0.000	.4915018 1.083996
L2.	.0369188	.1881609	0.20	0.845	-.3420568 .4158944
L3.	.0840453	.1461035	0.58	0.568	-.2102223 .3783129
_cons	.340194	.2045405	1.66	0.103	-.0717718 .7521598

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	-34.06681	11.09257	4	-14.18513	-6.61785

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnstexd 1.lnstexd 12.lnstexd 13.lnstexd 14.lnstexd

Source	SS	df	MS	Number of obs =	48
Model	9.83684513	4	2.45921128	F(4, 43) =	67.18
Residual	1.57415058	43	.036608153	Prob > F	= 0.0000
Total	11.4109957	47	.242787143	R-squared	= 0.8620
				Adj R-squared	= 0.8492
				Root MSE	= .19133

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnstexd						
L1.	.8118991	.1419646	5.72	0.000	.5256001	1.098198
L2.	.0267473	.1788779	0.15	0.882	-.3339943	.387489
L3.	-.1119886	.1789833	-0.63	0.535	-.4729428	.2489655
L4.	.2223514	.139625	1.59	0.119	-.0592292	.5039321
_cons	.200848	.2016614	1.00	0.325	-.2058411	.607537

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	-33.63008	13.9106	5	-17.82119	-8.465185

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg lnstexd 1.lnstexd 12.lnstexd 13.lnstexd 14.lnstexd 15.lnstexd

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	9.88559031	5	1.97711806	F(5, 41) =	75.41
Residual	1.07490746	41	.026217255	Prob > F	= 0.0000
Total	10.9604978	46	.238271691	R-squared	= 0.9019
				Adj R-squared	= 0.8900
				Root MSE	= .16192

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnstexd						
L1.	1.004628	.1291088	7.78	0.000	.7438876	1.265369
L2.	-.132203	.1594163	-0.83	0.412	-.4541507	.1897447
L3.	-.0973737	.1515263	-0.64	0.524	-.4033873	.20864
L4.	.6013285	.1539863	3.91	0.000	.2903468	.9123102
L5.	-.4630472	.1233178	-3.75	0.001	-.7120925	-.2140018
_cons	.3138246	.1735927	1.81	0.078	-.036753	.6644023

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	-32.47764	22.09085	6	-32.18169	-21.0808

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

```
. reg lnstexd 1.lnstexd 12.lnstexd 13.lnstexd 14.lnstexd 15.lnstexd 16.lnstexd
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	46
Model	9.35817523	6	1.55969587	F(6, 39) =	56.71
Residual	1.07252908	39	.027500746	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8972
				Adj R-squared =	0.8814
Total	10.4307043	45	.231793429	Root MSE =	.16583

lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnstexd					
L1.	1.002584	.1607226	6.24	0.000	.6774915 1.327676
L2.	-.1241179	.2087559	-0.59	0.556	-.5463665 .2981307
L3.	-.1088327	.1646739	-0.66	0.513	-.4419171 .2242516
L4.	.5998329	.1578102	3.80	0.000	.2806316 .9190342
L5.	-.4736816	.1847264	-2.56	0.014	-.847326 -.1000373
L6.	.0158056	.1482276	0.11	0.916	-.284013 .3156241
_cons	.321006	.1852872	1.73	0.091	-.0537727 .6957847

```
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	46	-31.14176	21.17713	7	-28.35426	-15.55377

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

```
. dfuller lnstexd, lags(5) drift reg
```

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 46

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.426	-1.685	-1.304

p-value for Z(t) = 0.0547

D.lnstexd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnstexd					
L1.	-.0884101	.0539707	-1.64	0.109	-.1975763 .020756
LD.	.0909938	.1564257	0.58	0.564	-.225407 .4073946
L2D.	-.0331241	.1366771	-0.24	0.810	-.3095796 .2433314
L3D.	-.1419568	.1247682	-1.14	0.262	-.3943243 .1104107
L4D.	.4578761	.1277869	3.58	0.001	.1994027 .7163494
L5D.	-.0158056	.1482276	-0.11	0.916	-.3156241 .284013
_cons	.321006	.1852872	1.73	0.091	-.0537727 .6957847

Ph 1 c 3.5.5. KI M NH TÍNH D NG C A BI N fd

tr t i u ch n theo tiêu chu n thông tin AIC nh nh t là b c 4 v i AIC nh nh t là -209.9267. K t qu ki m nh ADF b c 4 cho d ng ph ng trình b c ng u nhiên có h s ch n (random walk with drift) có p-value = 0.0028 < 1% nên gi thuy t H_0 b bác b m c ý ngh a 1% hay bi n fd là chu i d ng t i b c 0: I(0).

. reg fd l.fd

Source	SS	df	MS			
Model	.00358774	1	.00358774	Number of obs =	51	
Residual	.047692872	49	.000973324	F(1, 49) =	3.69	
Total	.051280612	50	.001025612	Prob > F =	0.0607	
				R-squared =	0.0700	
				Adj R-squared =	0.0510	
				Root MSE =	.0312	

fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fd						
L1.	-.2644823	.1377574	-1.92	0.061	-.5413161	.0123515
_cons	.0431369	.0063118	6.83	0.000	.0304528	.0558209

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	51	103.642	105.4915	2	-206.983	-203.1194

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fd l.fd l2.fd

Source	SS	df	MS			
Model	.005899514	2	.002949757	Number of obs =	50	
Residual	.044219227	47	.000940835	F(2, 47) =	3.14	
Total	.050118741	49	.001022831	Prob > F =	0.0527	
				R-squared =	0.1177	
				Adj R-squared =	0.0802	
				Root MSE =	.03067	

fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fd						
L1.	-.3424634	.1421112	-2.41	0.020	-.6283542	-.0565727
L2.	-.1827575	.1405573	-1.30	0.200	-.4655222	.1000072
_cons	.0526611	.0086786	6.07	0.000	.0352019	.0701202

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	50	101.6877	104.8185	3	-203.6371	-197.901

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fd l.fd l2.fd l3.fd

Source	SS	df	MS	Number of obs = 49		
Model	.012255947	3	.004085316	F(3, 45) =	5.02	
Residual	.036608118	45	.000813514	Prob > F =	0.0044	
				R-squared =	0.2508	
				Adj R-squared =	0.2009	
Total	.048864065	48	.001018001	Root MSE =	.02852	

fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fd						
L1.	-.4508528	.1369362	-3.29	0.002	-.7266565	-.1750491
L2.	-.3357677	.1401005	-2.40	0.021	-.6179446	-.0535908
L3.	-.3178648	.1333063	-2.38	0.021	-.5863574	-.0493722
_cons	.0732616	.0107776	6.80	0.000	.0515543	.0949689

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	49	99.78008	106.855	4	-205.71	-198.1427

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fd l.fd l2.fd l3.fd l4.fd

Source	SS	df	MS	Number of obs = 48		
Model	.017586501	4	.004396625	F(4, 43) =	6.57	
Residual	.028768279	43	.00066903	Prob > F =	0.0003	
				R-squared =	0.3794	
				Adj R-squared =	0.3217	
Total	.04635478	47	.000986272	Root MSE =	.02587	

fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
fd						
L1.	-.2870328	.135627	-2.12	0.040	-.5605508	-.0135149
L2.	-.1783701	.1383688	-1.29	0.204	-.4574173	.1006771
L3.	-.1207274	.1357535	-0.89	0.379	-.3945004	.1530457
L4.	.4382254	.1294828	3.38	0.002	.1770985	.6993523
_cons	.0401649	.0139805	2.87	0.006	.0119706	.0683593

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	48	98.51412	109.9633	5	-209.9267	-200.5707

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. reg fd l1.fd l2.fd l3.fd l4.fd l5.fd

Source	SS	df	MS	Number of obs =	47
Model	.017228875	5	.003445775	F(5, 41) =	4.97
Residual	.028413139	41	.000693003	Prob > F =	0.0012
				R-squared =	0.3775
				Adj R-squared =	0.3016
Total	.045642013	46	.000992218	Root MSE =	.02632

fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fd					
L1.	-.2376304	.1556193	-1.53	0.134	-.55191 .0766491
L2.	-.1994908	.1451638	-1.37	0.177	-.492655 .0936734
L3.	-.1470854	.1446929	-1.02	0.315	-.4392988 .1451279
L4.	.4034227	.1408754	2.86	0.007	.1189191 .6879263
L5.	-.096429	.1483077	-0.65	0.519	-.3959425 .2030845
_cons	.0447358	.0156216	2.86	0.007	.0131874 .0762842

. estat ic

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	47	96.33113	107.4696	6	-202.9392	-191.8383

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

. dfuller fd, lags(4) drift reg

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 47

Test Statistic	Z(t) has t-distribution		
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-2.922	-2.421	-1.683

p-value for Z(t) = 0.0028

D.fd	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fd					
L1.	-1.277213	.4371548	-2.92	0.006	-2.160065 -.394361
LD.	.0395826	.4009109	0.10	0.922	-.7700734 .8492387
L2D.	-.1599081	.3164497	-0.51	0.616	-.7989913 .479175
L3D.	-.3069936	.2315236	-1.33	0.192	-.774565 .1605777
L4D.	.0964291	.1483077	0.65	0.519	-.2030844 .3959426
_cons	.0447358	.0156216	2.86	0.007	.0131874 .0762842

Ph 1 c 3.6. Th c hi n h i quy mô hình ARDL

Ph 1 c 3.6.1. XÁC NH MÔ HÌNH ARDL V I CÁC TR T I U

```
. tsset time
      time variable: time, 1 to 52
              delta: 1 unit

. ardl lnriskp open fpiv lnstexd fd, trendvar(time) aic

ARDL(3,4,2,1,4) regression

Sample:          5 -          52                Number of obs   =          48
                                                F( 19,         28) =          65.17
                                                Prob > F         =          0.0000
                                                R-squared        =          0.9779
                                                Adj R-squared    =          0.9629
Log likelihood = 70.391202                    Root MSE        =          0.0731
```

lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnriskp						
L1.	.8053025	.1789179	4.50	0.000	.4388059	1.171799
L2.	-.5549593	.2203997	-2.52	0.018	-1.006428	-.103491
L3.	.3483115	.1461267	2.38	0.024	.0489844	.6476385
open						
--.	.5772729	.1557788	3.71	0.001	.2581746	.8963712
L1.	.2670728	.1117561	2.39	0.024	.0381508	.4959948
L2.	.3584814	.1014845	3.53	0.001	.1505999	.5663629
L3.	.0645069	.111248	0.58	0.567	-.1633744	.2923881
L4.	-.2902699	.1552147	-1.87	0.072	-.6082127	.0276729
fpiv						
--.	.0401869	.0346746	1.16	0.256	-.0308407	.1112145
L1.	-.0183691	.0523634	-0.35	0.728	-.1256307	.0888924
L2.	-.0874638	.041185	-2.12	0.043	-.1718273	-.0031002
lnstexd						
--.	.1505021	.0920421	1.64	0.113	-.0380375	.3390417
L1.	.182754	.1037676	1.76	0.089	-.0298043	.3953124
fd						
--.	-.1541391	.529069	-0.29	0.773	-1.237888	.9296096
L1.	.7154064	.5024705	1.42	0.166	-.3138578	1.744671
L2.	1.720164	.5359494	3.21	0.003	.6223218	2.818007
L3.	1.38477	.5947253	2.33	0.027	.1665302	2.603009
L4.	1.630753	.607818	2.68	0.012	.3856947	2.875812
time	-.0358491	.0084537	-4.24	0.000	-.0531657	-.0185325
_cons	.0278914	.3746808	0.07	0.941	-.7396075	.7953902

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phiên bản Stata 13.0

Ph 1 c 3.6.2. H I QUY MÔ HÌNH ARDL V I CÁC TR T I U D I
D NG HI U CH NH SAIS (EC)

```
. ardl lnriskp open fpiv lnstexd fd, trendvar(time) restricted ec1 lags(3 4 2 1 4)
ARDL(3,4,2,1,4) regression
Sample:          5 -          52          Number of obs   =          48
                                     R-squared        =          0.8018
                                     Adj R-squared    =          0.6673
Log likelihood = 70.391203          Root MSE        =          0.0731
```

D.lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
lnriskp						
L1.	-.4013454	.1355796	-2.96	0.006	-.6790676	-.1236232
LR						
open						
L1.	2.434472	.9451507	2.58	0.016	.4984184	4.370525
fpiv						
L1.	-.1635649	.0243381	-6.72	0.000	-.2134193	-.1137105
lnstexd						
L1.	.8303476	.120466	6.89	0.000	.5835842	1.077111
fd						
L1.	13.198	5.362101	2.46	0.020	2.214231	24.18176
time						
	-.0893224	.014277	-6.26	0.000	-.1185675	-.0600773
SR						
lnriskp						
LD.	.2066479	.1624073	1.27	0.214	-.1260285	.5393242
L2D.	-.3483115	.1461267	-2.38	0.024	-.6476385	-.0489844
open						
D1.	.5772729	.1557788	3.71	0.001	.2581746	.8963712
LD.	-.1327184	.1640523	-0.81	0.425	-.4687643	.2033275
L2D.	.2257631	.1496346	1.51	0.143	-.0807496	.5322757
L3D.	.2902699	.1552147	1.87	0.072	-.0276729	.6082127
fpiv						
D1.	.0401869	.0346746	1.16	0.256	-.0308407	.1112145
LD.	.0874638	.041185	2.12	0.043	.0031002	.1718273
lnstexd						
D1.	.1505021	.0920421	1.64	0.113	-.0380375	.3390417
fd						
D1.	-.1541391	.529069	-0.29	0.773	-1.237888	.9296096
LD.	-4.735688	1.373843	-3.45	0.002	-7.549878	-1.921497
L2D.	-3.015523	1.036618	-2.91	0.007	-5.138939	-.892107
L3D.	-1.630753	.607818	-2.68	0.012	-2.875812	-.3856947
_cons	.0278914	.3746808	0.07	0.941	-.7396075	.7953902

Ph 1 c 3.7. Các ki m nh nh m m b o mô hình áng tin c y

Ph 1 c 3.7.1. KI M NH NG BAO (BOUNDS TEST)

Pesaran/Shin/Smith (2001) ARDL Bounds Test

H0: no levels relationship F = 4.688

Critical Values (0.1-0.01), **F-statistic**, Case 4

	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]	[I_0]	[I_1]
	L_1	L_1	L_05	L_05	L_01	L_01
k_4	2.90	3.82	3.38	4.43	4.56	5.79

accept if $F < \text{critical value for } I(0) \text{ regressors}$

reject if $F > \text{critical value for } I(1) \text{ regressors}$

k: # of non-deterministic regressors in long-run relationship

Critical values from Narayan (2005), N=50

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phiên bản Stata 13.0

Ph 1 c 3.7.2. KI M NH HI NT NG T T NG QUAN

```
. ardl lnriskp open fpiv lnstexd fd, trendvar(time) restricted ecl lags(3 4 2 1 4) regstore(mh_ardl
> )
```

ARDL(3,4,2,1,4) regression

```
Sample:          5 -          52                Number of obs   =          48
                                         R-squared       =          0.8018
                                         Adj R-squared   =          0.6673
Log likelihood = 70.391203                Root MSE       =          0.0731
```

D.lnriskp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ						
lnriskp						
L1.	-.4013454	.1355796	-2.96	0.006	-.6790676	-.1236232
LR						
open						
L1.	2.434472	.9451507	2.58	0.016	.4984184	4.370525
fpiv						
L1.	-.1635649	.0243381	-6.72	0.000	-.2134193	-.1137105
lnstexd						
L1.	.8303476	.120466	6.89	0.000	.5835842	1.077111
fd						
L1.	13.198	5.362101	2.46	0.020	2.214231	24.18176
time						
L1.	-.0893224	.014277	-6.26	0.000	-.1185675	-.0600773
SR						
lnriskp						
LD.	.2066479	.1624073	1.27	0.214	-.1260285	.5393242
L2D.	-.3483115	.1461267	-2.38	0.024	-.6476385	-.0489844
open						
D1.	.5772729	.1557788	3.71	0.001	.2581746	.8963712
LD.	-.1327184	.1640523	-0.81	0.425	-.4687643	.2033275
L2D.	.2257631	.1496346	1.51	0.143	-.0807496	.5322757
L3D.	.2902699	.1552147	1.87	0.072	-.0276729	.6082127
fpiv						
D1.	.0401869	.0346746	1.16	0.256	-.0308407	.1112145
LD.	.0874638	.041185	2.12	0.043	.0031002	.1718273
lnstexd						
D1.	.1505021	.0920421	1.64	0.113	-.0380375	.3390417
fd						
D1.	-.1541391	.529069	-0.29	0.773	-1.237888	.9296096
LD.	-4.735688	1.373843	-3.45	0.002	-7.549878	-1.921497
L2D.	-3.015523	1.036618	-2.91	0.007	-5.138939	-.892107
L3D.	-1.630753	.607818	-2.68	0.012	-2.875812	-.3856947
_cons	.0278914	.3746808	0.07	0.941	-.7396075	.7953902

```
. estimates restore mh_ardl
(results mh_ardl are active now)
```

```
. estat durbinalt
```

Durbin's alternative test for autocorrelation

lags(p)	chi2	df	Prob > chi2
1	0.001	1	0.9767

H0: no serial correlation

Ngu n : Tác gi x lý và copy t ph n m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.7.3. KI M NH HI NT NG PH NG SAI THAY I

```
. estat hettest
```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity

Ho: Constant variance

Variables: fitted values of D.lnriskp

chi2(1) = 0.53

Prob > chi2 = 0.4670

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phim m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.7.4. KI M NH PH ND LÀNHI UTR NG

```
. predict phandu, residuals
```

(4 missing values generated)

```
. wntestq phandu
```

Portmanteau test for white noise

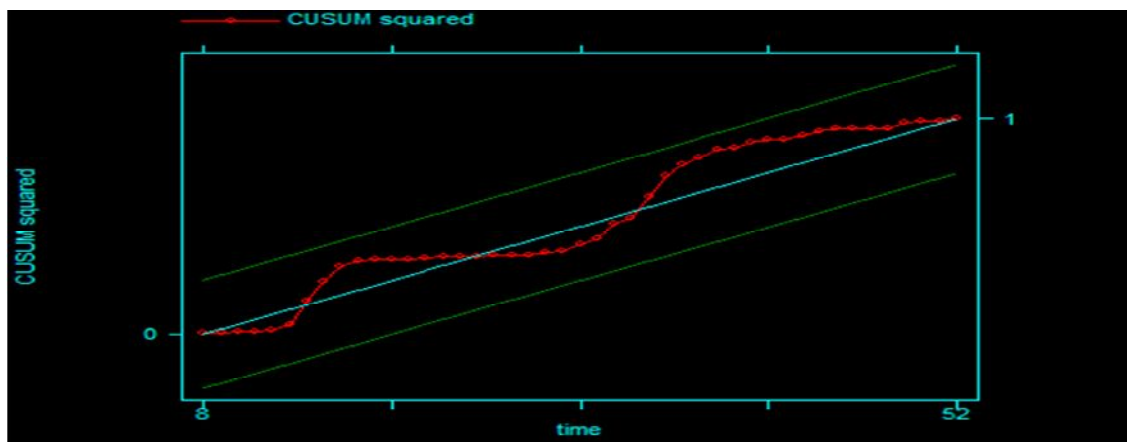
Portmanteau (Q) statistic = 12.3527

Prob > chi2(22) = 0.9497

Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phim m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.7.5. KI M NHT NG TÍNH LY HI UCH NH C A PH ND

```
. cusum6 lnriskp open fpiv lnstexd fd time, cs(cusum) lw(lower) uw(upper)
```



Nguồn: Tác giả xử lý và copy từ phim m m Stata 13.0

Ph 1 c 3.8. Tính xác suất vỡ nợ quốc gia (π)

BẢNG TÍNH XÁC SUẤT VỠ NỢ QUỐC GIA THEO QUÝ GIAI ĐOẠN 2005 – 2017

QUÝ	THỜI GIAN (time)	NK/GDP (M T.M I – open)	BIÊN NG FPI (fpiv)	LOG NNNNH /DTNH (lnstexd)	THÂM H T NS/GDP (fd)	HÀM f	XÁC SUẤT VỠ NỢ (π)
Q1.2005	1	0.77324	6.4113	2.78926	0.00000	3.06050	0.95523
Q2.2005	2	0.72245	14.1525	2.70230	0.00064	1.51758	0.82018
Q3.2005	3	0.70644	14.1525	2.59316	0.00000	1.29021	0.78418
Q4.2005	4	0.61970	14.1525	3.09734	0.08536	2.53495	0.92656
Q1.2006	5	0.80830	13.2926	2.77271	0.00833	1.75922	0.85311
Q2.2006	6	0.78459	13.0957	2.73092	0.01382	1.68214	0.84319
Q3.2006	7	0.76658	12.8233	2.63698	0.02770	1.69871	0.84537
Q4.2006	8	0.64141	12.6225	2.88737	0.04707	1.80107	0.85828
Q1.2007	9	0.92714	11.9873	2.85836	0.02926	2.25210	0.90483
Q2.2007	10	0.86701	10.9027	2.80602	0.03698	2.25222	0.90484
Q3.2007	11	0.85616	9.4116	2.70337	0.00100	1.82028	0.86060
Q4.2007	12	0.88057	7.3612	2.91701	0.08207	3.37311	0.96685
Q1.2008	13	1.35695	5.7822	2.77770	0.00000	3.50296	0.97077
Q2.2008	14	1.07642	4.5238	2.88904	0.00000	3.02897	0.95387
Q3.2008	15	0.81890	4.7562	2.74425	0.00000	2.15449	0.89609
Q4.2008	16	0.71320	4.9081	2.85509	0.11674	3.41577	0.96819
Q1.2009	17	0.77007	6.3565	2.62756	0.02221	1.79145	0.85710
Q2.2009	18	0.71581	6.9269	2.73787	0.03287	1.70902	0.84671
Q3.2009	19	0.78711	6.7947	2.85140	0.03544	1.94309	0.87469
Q4.2009	20	0.83941	6.6367	3.34783	0.13250	3.70014	0.97588
Q1.2010	21	0.94933	6.2293	3.47686	0.00229	2.33368	0.91163
Q2.2010	22	0.80475	4.9478	3.43292	0.01464	2.22850	0.90278
Q3.2010	23	0.81464	4.4712	3.50939	0.00000	2.11149	0.89201
Q4.2010	24	0.76148	4.3054	3.98155	0.08142	3.38650	0.96728
Q1.2011	25	1.04887	3.8626	4.17402	0.00000	3.15449	0.95909
Q2.2011	26	0.86858	3.6463	3.98250	0.00037	2.50749	0.92467
Q3.2011	27	0.88111	3.3259	3.93175	0.00423	2.50988	0.92483
Q4.2011	28	0.75202	2.9828	4.34037	0.06744	3.33595	0.96564
Q1.2012	29	0.95241	2.8074	4.01527	0.02544	2.93890	0.94974
Q2.2012	30	0.83262	2.0415	3.94735	0.03209	2.71460	0.93788
Q3.2012	31	0.79821	1.7554	3.83913	0.09810	3.36964	0.96674
Q4.2012	32	0.50894	1.5596	3.85617	0.00000	1.32755	0.79044
Q1.2013	33	0.88859	1.5596	3.74486	0.05423	2.78578	0.94190
Q2.2013	34	0.83014	1.1826	3.88517	0.03014	2.41439	0.91792
Q3.2013	35	0.76374	0.5133	3.90151	0.04262	2.45117	0.92065
Q4.2013	36	0.63794	0.5869	3.83475	0.03367	1.87000	0.86646
Q1.2014	37	0.89220	0.2871	3.55082	0.03635	2.24831	0.90450
Q2.2014	38	0.81144	0.2804	3.51726	0.02397	1.77222	0.85473
Q3.2014	39	0.74997	0.2838	3.48109	0.03308	1.62289	0.83519
Q4.2014	40	0.73272	0.2599	3.67219	0.04938	1.86929	0.86638
Q1.2015	41	1.09469	0.2464	3.31371	0.02222	2.00726	0.88156

QUÝ	TH I GIAN (time)	NK/GDP (M T.M I - open)	BI N NG FPI (fpiv)	LOG NNNNH /DTNH (lnstexd)	THÂM H T NS/GDP (fd)	HÀM f	XÁC SU AT V Ỗ NỘ (π)
Q2.2015	42	0.98259	0.2664	3.32891	0.04896	2.00730	0.88156
Q3.2015	43	0.97177	0.2386	3.51429	0.01983	1.66566	0.84100
Q4.2015	44	0.80218	0.2399	3.73512	0.08162	2.16213	0.89680
Q1.2016	45	1.03900	0.2722	3.62849	0.03837	1.98470	0.87918
Q2.2016	46	1.00350	0.3102	3.55501	0.02236	1.53043	0.82207
Q3.2016	47	0.91279	0.2586	3.47426	0.03745	1.36082	0.79589
Q4.2016	48	0.84661	0.5213	3.63640	0.06322	1.54216	0.82378
Q1.2017	49	1.16642	0.2518	3.94872	0.00435	1.75786	0.85294
Q2.2017	50	1.06908	0.6606	3.94434	0.01368	1.48420	0.81521
Q3.2017	51	1.00208	1.0835	3.88251	0.03307	1.36716	0.79692
Q4.2017	52	0.85318	1.4448	3.78974	0.06733	1.23138	0.77406

Ngũ n: IFS, GSO, MOF, Bloomberg, Worldbank, ADB, ICE (2018) và tác gi tính

toán

Phụ lục 3.9. Tính xác suất vi phạm biên quặng gia (π_R)

Mô hình tính phí bù trừ trước có thể hình như sau:

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)_t = -0.0893224 \cdot \text{time} + 2.434472 \cdot \text{open}_t - 0.1635649 \cdot \text{fpiv}_t + 0.8303476 \cdot \ln \text{stexd}_t + 13.198 \cdot \text{fd}_t$$

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = -0.0893224 \cdot \text{time} + 2.434472 \cdot \frac{\text{Nhập khẩu}}{\text{GDP}} + 0.163564 \cdot \text{fpiv} + 0.8303476 \cdot \ln\left(\frac{\text{Nợ NNNH (stexd)}}{R}\right) + 13.198 \cdot \frac{\text{Thâm hụt NS}}{\text{GDP}}$$

Đạo hàm phương trình trên theo biến ngoà i h i R và dựa theo công thức đạo hàm:

$(\ln u)' = \frac{u'}{u}$. Kết quả thu được:

$$\frac{\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)'}{\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)} = -0 + 0 + 0 + 0.8303476 \cdot \frac{\left(\frac{\text{stexd}}{R}\right)'}{\left(\frac{\text{stexd}}{R}\right)} + 0$$

Đưa vào công thức đạo hàm:

$$\left(\frac{u}{v}\right)' = \frac{u'v - v'u}{v^2} \quad \text{và} \quad \left(\frac{1}{x}\right)' = -\frac{1}{x^2}$$

Liên tục tính các vế trái và phải của phương trình trên như sau:

Vế trái:

$$\frac{\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)'}{\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)} = \frac{\pi_R(1-\pi) + \pi_R\pi}{(1-\pi)^2} = \frac{\pi_R}{\pi(1-\pi)}$$

Vế phải:

$$\frac{\left(\frac{\text{stexd}}{R}\right)'}{\left(\frac{\text{stexd}}{R}\right)} = \frac{-\frac{\text{stexd}}{R^2}}{\frac{\text{stexd}}{R}} = -\frac{1}{R}$$

Thay vế trái và vế phải đã tính vào phương trình, kết quả thu được:

$$\frac{\pi_R}{\pi(1-\pi)} = -0.8303476 \frac{1}{R}$$

Vậy, xác suất vi phạm biên quặng gia (π_R) được xác định như sau:

$$\pi_R = -\pi(1-\pi) \frac{0.8303476}{R}$$

Nguồn: Tác giả tính toán

Ph l c 3.10. c l ng m c d tr ngo i h i t i u giai o n 2005 – 2017

B NG TÍNH M C D TR NGO IH IT I U GIAI O N 2005 - 2017

QUÝ	CHI PHÍ V N (C ₀)	CHI PHÍ C H I (r)	D TR NGO IH I (R)	XÁC SU T V Ỗ N (π)	D TR NGO I H IT I U (R*)
Q1.2005	8,582,103,000	0.1082	8,067,889,609	0.95523	69,145,368,023
Q2.2005	8,582,103,000	0.1088	8,008,941,800	0.82018	67,119,658,191
Q3.2005	8,582,103,000	0.1108	8,752,768,928	0.78418	64,013,621,384
Q4.2005	8,582,103,000	0.1133	9,216,467,261	0.92656	63,767,428,785
Q1.2006	8,582,103,000	0.1118	10,907,963,064	0.85311	61,364,486,712
Q2.2006	8,582,103,000	0.1118	11,458,391,867	0.84319	60,397,156,888
Q3.2006	8,582,103,000	0.1118	12,068,741,898	0.84537	59,569,855,096
Q4.2006	8,582,103,000	0.1118	13,590,986,809	0.85828	57,692,497,127
Q1.2007	8,582,103,000	0.1118	18,533,442,260	0.90483	52,095,267,727
Q2.2007	8,582,103,000	0.1118	21,001,961,710	0.90484	48,810,014,957
Q3.2007	8,582,103,000	0.1118	22,813,103,339	0.86060	44,838,570,873
Q4.2007	8,582,103,000	0.1118	23,747,734,370	0.96685	47,182,657,467
Q1.2008	8,582,103,000	0.1232	26,743,982,118	0.97077	36,481,958,353
Q2.2008	8,582,103,000	0.1664	22,559,770,745	0.95387	23,092,149,548
Q3.2008	8,582,103,000	0.2010	24,135,804,456	0.89609	10,259,317,889
Q4.2008	8,582,103,000	0.1408	24,175,912,526	0.96819	30,880,433,623
Q1.2009	8,582,103,000	0.0954	23,308,237,839	0.85710	57,208,645,178
Q2.2009	8,582,103,000	0.0957	20,565,930,669	0.84671	60,425,269,995
Q3.2009	8,582,103,000	0.1019	19,091,125,421	0.87469	57,935,262,001
Q4.2009	8,582,103,000	0.1098	16,803,158,161	0.97588	57,424,772,150
Q1.2010	8,582,103,000	0.1200	14,214,886,167	0.91163	52,738,854,445
Q2.2010	8,582,103,000	0.1344	14,523,730,028	0.90278	44,480,174,284
Q3.2010	8,582,103,000	0.1317	14,537,105,505	0.89201	45,537,286,683
Q4.2010	8,582,103,000	0.1393	12,926,169,011	0.96728	45,515,013,439
Q1.2011	8,582,103,000	0.1605	12,681,708,961	0.95909	37,546,815,155
Q2.2011	8,582,103,000	0.1802	15,723,825,677	0.92467	27,146,302,139
Q3.2011	8,582,103,000	0.1791	15,873,716,575	0.92483	27,247,163,836
Q4.2011	8,582,103,000	0.1584	14,045,561,449	0.96564	36,662,774,098
Q1.2012	8,582,103,000	0.1530	18,340,324,556	0.94974	32,835,783,749
Q2.2012	8,582,103,000	0.1387	20,623,332,502	0.93788	35,393,239,980
Q3.2012	8,582,103,000	0.1249	22,244,353,172	0.96674	41,000,923,586
Q4.2012	8,582,103,000	0.1223	26,112,815,991	0.79044	30,387,047,091
Q1.2013	8,582,103,000	0.1168	28,867,374,222	0.94190	36,567,036,270
Q2.2013	8,582,103,000	0.1008	25,296,578,364	0.91792	51,950,693,088
Q3.2013	8,582,103,000	0.0969	24,858,376,566	0.92065	56,049,010,458
Q4.2013	8,582,103,000	0.0963	26,287,179,896	0.86646	52,581,187,519
Q1.2014	8,582,103,000	0.0948	34,175,088,881	0.90450	45,025,395,700
Q2.2014	8,582,103,000	0.0828	36,228,183,481	0.85473	52,603,061,774
Q3.2014	8,582,103,000	0.0840	37,217,799,550	0.83519	48,501,121,066
Q4.2014	8,582,103,000	0.0816	34,575,170,166	0.86638	57,111,480,034
Q1.2015	8,582,103,000	0.0723	37,296,744,236	0.88156	67,749,535,553

QUÝ	CHI PHÍ V N (C ₀)	CHI PHÍ C H I (r)	D TR NGO I H I (R)	XÁC SU T V Ỗ N (π)	D TR NGO I H I T I U (R*)
Q2.2015	8,582,103,000	0.0723	37,686,617,675	0.88156	67,216,922,460
Q3.2015	8,582,103,000	0.0696	31,024,749,237	0.84100	78,878,529,113
Q4.2015	8,582,103,000	0.0696	28,615,884,805	0.89680	84,877,735,815
Q1.2016	8,582,103,000	0.0696	32,016,963,829	0.87918	79,448,725,168
Q2.2016	8,582,103,000	0.0696	35,415,985,640	0.82207	71,422,418,330
Q3.2016	8,582,103,000	0.0696	38,054,895,541	0.79589	65,722,644,800
Q4.2016	8,582,103,000	0.0696	36,905,580,573	0.82378	69,352,423,502
Q1.2017	8,582,103,000	0.0696	38,232,435,679	0.85294	69,323,508,406
Q2.2017	8,582,103,000	0.0696	39,601,245,068	0.81521	64,802,906,476
Q3.2017	8,582,103,000	0.0711	41,775,108,127	0.79692	57,573,646,768
Q4.2017	8,582,103,000	0.0740	49,497,307,812	0.77406	38,964,383,609

Nguồn: International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán

Ph l c 3.11. M c d tr ngo ih it i u và th ct giai o n 2005 – 2017

M C D T R N G O I H I T I U VÀ T H C T G I A I O N 2005 - 2017

QUÝ	DTNH TH C T (USD)	DTNH T I U (USD)	CHÊNH L CH GI A DTNH TT VÀ TU
Q1.2005	8,067,889,609	69,145,368,023	-61,077,478,414
Q2.2005	8,008,941,800	67,119,658,191	-59,110,716,391
Q3.2005	8,752,768,928	64,013,621,384	-55,260,852,456
Q4.2005	9,216,467,261	63,767,428,785	-54,550,961,524
Q1.2006	10,907,963,064	61,364,486,712	-50,456,523,648
Q2.2006	11,458,391,867	60,397,156,888	-48,938,765,021
Q3.2006	12,068,741,898	59,569,855,096	-47,501,113,198
Q4.2006	13,590,986,809	57,692,497,127	-44,101,510,318
Q1.2007	18,533,442,260	52,095,267,727	-33,561,825,467
Q2.2007	21,001,961,710	48,810,014,957	-27,808,053,247
Q3.2007	22,813,103,339	44,838,570,873	-22,025,467,534
Q4.2007	23,747,734,370	47,182,657,467	-23,434,923,097
Q1.2008	26,743,982,118	36,481,958,353	-9,737,976,235
Q2.2008	22,559,770,745	23,092,149,548	-532,378,803
Q3.2008	24,135,804,456	10,259,317,889	13,876,486,567
Q4.2008	24,175,912,526	30,880,433,623	-6,704,521,097
Q1.2009	23,308,237,839	57,208,645,178	-33,900,407,339
Q2.2009	20,565,930,669	60,425,269,995	-39,859,339,326
Q3.2009	19,091,125,421	57,935,262,001	-38,844,136,580
Q4.2009	16,803,158,161	57,424,772,150	-40,621,613,989
Q1.2010	14,214,886,167	52,738,854,445	-38,523,968,278
Q2.2010	14,523,730,028	44,480,174,284	-29,956,444,256
Q3.2010	14,537,105,505	45,537,286,683	-31,000,181,178
Q4.2010	12,926,169,011	45,515,013,439	-32,588,844,428
Q1.2011	12,681,708,961	37,546,815,155	-24,865,106,194
Q2.2011	15,723,825,677	27,146,302,139	-11,422,476,462
Q3.2011	15,873,716,575	27,247,163,836	-11,373,447,261
Q4.2011	14,045,561,449	36,662,774,098	-22,617,212,649
Q1.2012	18,340,324,556	32,835,783,749	-14,495,459,193
Q2.2012	20,623,332,502	35,393,239,980	-14,769,907,478
Q3.2012	22,244,353,172	41,000,923,586	-18,756,570,414
Q4.2012	26,112,815,991	30,387,047,091	-4,274,231,100
Q1.2013	28,867,374,222	36,567,036,270	-7,699,662,048
Q2.2013	25,296,578,364	51,950,693,088	-26,654,114,724
Q3.2013	24,858,376,566	56,049,010,458	-31,190,633,892
Q4.2013	26,287,179,896	52,581,187,519	-26,294,007,623
Q1.2014	34,175,088,881	45,025,395,700	-10,850,306,819
Q2.2014	36,228,183,481	52,603,061,774	-16,374,878,293
Q3.2014	37,217,799,550	48,501,121,066	-11,283,321,516

QUÝ	DTNH TH C T (USD)	DTNH T I U (USD)	CHÊNH L CH GI A DTNH TT VÀ TU
Q4.2014	34,575,170,166	57,111,480,034	-22,536,309,868
Q1.2015	37,296,744,236	67,749,535,553	-30,452,791,317
Q2.2015	37,686,617,675	67,216,922,460	-29,530,304,785
Q3.2015	31,024,749,237	78,878,529,113	-47,853,779,876
Q4.2015	28,615,884,805	84,877,735,815	-56,261,851,010
Q1.2016	32,016,963,829	79,448,725,168	-47,431,761,339
Q2.2016	35,415,985,640	71,422,418,330	-36,006,432,690
Q3.2016	38,054,895,541	65,722,644,800	-27,667,749,259
Q4.2016	36,905,580,573	69,352,423,502	-32,446,842,929
Q1.2017	38,232,435,679	69,323,508,406	-31,091,072,727
Q2.2017	39,601,245,068	64,802,906,476	-25,201,661,408
Q3.2017	41,775,108,127	57,573,646,768	-15,798,538,641
Q4.2017	49,497,307,812	38,964,383,609	10,532,924,203

Nguồn : International Financial Statistics – IFS (2018) và tác giả tính toán