

บทที่ 4

ผลการศึกษาและการวิเคราะห์ข้อมูล

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์ศึกษาความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯและการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตร โดยใช้แบบจำลอง Vector Autoregressive (VAR) โดยมีตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาได้แก่

DCHINA การเปลี่ยนแปลงมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น (Japan Holding U.S. Treasury Bond)

DJAPAN การเปลี่ยนแปลงมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน (China Holding U.S. Treasury Bond)

DFIVEY การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี (5-Year-Bond Yield)

DSEVENY การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี (7-Year-Bond Yield)

DTENY การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี (10-Year-Bond Yield)

ซึ่งมีวิธีการทดสอบความสัมพันธ์ ดังนี้

4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือยูนิทรูท (Unit Root Test)

การทดสอบ unit root เป็นขั้นตอนการทดสอบภายใต้วิธี Vector Autoregressive (VAR) เป็นการทดสอบตัวแปรทางเศรษฐกิจที่ใช้ในสมการเพื่อดูว่าตัวแปรนั้นมีความนิ่ง [I(0); Integrated of order 0] หรือไม่นิ่ง [I(d); d>0] เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (Mean) และความแปรปรวน (Variance) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบ Augmented Dickey Fuller Test โดยใช้แบบจำลองคือ มีจุดตัดแกน ละแนวโน้มเวลา (with trend and intercept) แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนแต่ปราศจากแนวโน้มเวลา เวลา (with intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีปราศจากทั้งจุดตัดแกนและแนวโน้มเวลา เวลา (with intercept and trend: none) เมื่อข้อมูลที่น่ามาทดสอบมีลักษณะนิ่ง จึงจะสามารถนำไปทดสอบ VAR ต่อได้

ซึ่งอย่างที่กล่าวไปในบทก่อนหน้านี้ว่างานวิจัยในครั้งนี้ได้ยึดตามแบบจำลองของ Warnock (2009), Bertaut (2011) และ Daniel (2012) ที่ว่าข้อมูลของตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาค หรือข้อมูลการเข้าซื้อพันธบัตรของนักลงทุนชาวต่างชาติ (Foreign official purchases of Treasury Securities) และข้อมูลอัตราผลตอบแทน (Yield) มักจะมีลักษณะ non-stationary ดังนั้นเพื่อที่จะสามารถนำข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาคดังกล่าวไปใช้ในแบบจำลอง VAR จึงจำเป็นต้องทำให้ข้อมูลมีลักษณะ stationary ก่อน ด้วยเหตุนี้งานศึกษาของ Warnock (2009), Bertaut (2011) และ Daniel (2012) จึงใช้ข้อมูลตัวแปรที่ผ่านการทำ First Difference และเมื่อข้อมูลมีลักษณะ stationary แล้วจึงนำไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป การศึกษาในครั้งนี้จึงได้ทำการทดสอบความนิ่งของตัวแปร หรือ ทดสอบ Unit Root Test ของข้อมูลการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวประเทศสหรัฐอเมริกา ในประเทศญี่ปุ่นและประเทศจีน และข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปี , 7 ปี และ 10 ปี ซึ่งผลการทดสอบได้ดังตารางต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.1 แสดงผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลตัวแปรมูลค่าการเข้าถึงครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯและอัตราผลตอบแทนพันธบัตร ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller

Include in test equation	Variables	Test for unit root in	ADF test statistic	Test critical value		
				1% value	5% value	10% value
With trend and intercept	JAPAN	level	-0.763681	-4.148465	-3.500495	-3.179617
		1 st difference	-6.744517	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	CHINA	level	-1.275767	-4.148465	-3.500495	-3.179617
		1 st difference	-6.821168	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	FIVEY	level	-1.742614	-4.148465	-3.500495	-3.179617
		1 st difference	-8.075799	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	SEVENY	level	-1.698022	-4.148465	-3.500495	-3.179617
		1 st difference	-7.357565	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	TENY	level	-1.690310	-4.148465	-3.500495	-3.179617
		1 st difference	-5.132211	-4.211868	-3.529758	-3.196411

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตาราง 4.1 พบว่า ข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ที่นำมาใช้ ทั้ง JAPAN (ปริมาณการเข้าถึงครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯของประเทศญี่ปุ่น), CHINA (ปริมาณการเข้าถึงครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯของประเทศจีน), FIVEY (ผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปีของสหรัฐฯ), SEVENY (อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 7 ปีของสหรัฐฯ) และ TENY (อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปีของสหรัฐฯ) ไม่นิ่งที่ระดับ $I(0)$ ซึ่งเป็นไปตามการศึกษาของ Warnock (2009), Bertaut (2011) และ Daniel (2012) ที่บอกว่าข้อมูลอนุกรมเวลาของข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาค มักมีลักษณะ non-stationary แต่เมื่อเราทำ Frist Difference ก็พบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่งที่ $I(1)$ ดังนั้น ซึ่งแสดงให้เห็นในตารางในบรรทัดที่เป็น 1st difference เพราะฉะนั้นแล้ว ข้อมูลที่นำมาใช้จึงได้เปลี่ยนให้อยู่ในรูปของ Frist Difference เพื่อนำข้อมูลที่นิ่งแล้ว ไปใช้ในการพยากรณ์ต่อไป

โดยที่ข้อมูล CHINA เป็น DCHINA หมายถึง DCHINA การเปลี่ยนแปลงมูลค่าการถือครอง พันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น ข้อมูล JAPAN เป็น DJAPAN หมายถึงการเปลี่ยนแปลงมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน ข้อมูล FIVEY เป็น DFIVEY หมายถึง การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี ข้อมูล SEVENY เป็น DSEVENY หมายถึง การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี ข้อมูล TENY เป็น DTENY หมายถึง การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี และนำข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ดังกล่าวไปทดสอบ Unit Root Test อีกครั้ง ได้ผลดังตาราง 4.2

ตารางที่ 4.2 แสดงผลการทดสอบ unit root ของข้อมูลตัวแปรการเปลี่ยนแปลงมูลค่าการเข้าถือครอง พันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯและอัตราผลตอบแทนพันธบัตร ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller

Include in test equation	Variables	Test for unit root in	ADF test statistic	Test critical value		
				1% value	5% value	10% value
With trend and intercept	DJAPAN	level	-6.744517	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	DCHINA	level	-6.821168	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	DFIVEY	level	-8.075799	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	DSEVENY	level	-7.357565	-4.211868	-3.529758	-3.196411
	DTENY	level	-5.132211	-4.211868	-3.529758	-3.196411

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตาราง 4.2 ข้อมูลตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์ DJAPAN (การเปลี่ยนแปลงปริมาณการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯของประเทศญี่ปุ่น) , DCHINA (การเปลี่ยนแปลงปริมาณการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯของประเทศจีน) , DFIVEY (การเปลี่ยนแปลงผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปี ของสหรัฐฯ) , DSEVENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทน

พันธบัตรรัฐบาลอายุ 7 ปี ของสหรัฐฯ) และ DTENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี ของสหรัฐฯ) มีลักษณะนิ่งที่ระดับ $I(0)$ ดังนั้นจึงสามารถใช้ไปพยากรณ์ต่อไป ซึ่งขั้นตอนต่อไปจะทำการพยากรณ์ด้วยแบบจำลอง VAR

การอ่านผลข้อมูลในตารางการทดสอบ Unit root ของข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯและอัตราผลตอบแทนพันธบัตร ด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller

1. ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น

(Japan Holding U.S. Treasury Bond)

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น พบว่า ข้อมูลไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ $I(0)$ เพราะที่ระดับ level แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -0.763681 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น มีลักษณะไม่นิ่ง หรือมี Unit Root

ดังนั้นจึงนำข้อมูลมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น ทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} differences) หรือ $I(1)$ พบว่า แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -6.744517 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น มีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root และมีลักษณะข้อมูลแบบ $I(1)$ ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา

2. ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน

(China Holding U.S. Treasury Bond)

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน พบว่า ข้อมูลไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ $I(0)$ เพราะที่ระดับ level แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -1.275767 ซึ่งมี

ค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯ ในประเทศจีน มีลักษณะไม่นิ่ง หรือมี Unit Root

ดังนั้นจึงนำข้อมูลมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯ ในประเทศจีน ทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} differences) หรือ $I(1)$ พบว่าแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -6.821168 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรมูลค่าการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯ ในประเทศจีน มีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root และมีลักษณะข้อมูลแบบ $I(1)$ ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา

3. ข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี (5-Year-Bond Yield)

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี พบว่า ข้อมูลไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ $I(0)$ เพราะที่ระดับ level แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -1.690310 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี มีลักษณะไม่นิ่ง หรือมี Unit Root

ดังนั้นจึงนำข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี ทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} differences) หรือ $I(1)$ พบว่าแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -8.075799 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 5 ปี มีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root และมีลักษณะข้อมูลแบบ $I(1)$ ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา

4. ข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี (7-Year-Bond Yield)

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี พบว่า ข้อมูลไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ $I(0)$ เพราะที่ระดับ level แบบจำลองที่มีจุดตัดแกน

และค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -1.690310 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี มีลักษณะไม่นิ่ง หรือมี Unit Root

ดังนั้นจึงนำข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี ทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} differences) หรือ $I(1)$ พบว่า แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -7.357565 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี มีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root และมีลักษณะข้อมูลแบบ $I(1)$ ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา

5. ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี (10-Year-Bond Yield)

จากตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบความนิ่งของตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี พบว่า ข้อมูลไม่ได้มีลักษณะข้อมูลแบบ $I(0)$ เพราะที่ระดับ level แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -1.690310 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการยอมรับสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี มีลักษณะไม่นิ่ง หรือมี Unit Root

ดังนั้นจึงนำข้อมูลอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี ทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น โดยการหาผลต่างระดับที่ 1 (1^{st} differences) หรือ $I(1)$ พบว่า แบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา มีค่า ADF Test Statistic เท่ากับ -5.132211 ซึ่งมีค่าสถิติมากกว่า ค่า MacKinnon Critical -3.529758 แสดงให้เห็นถึงการปฏิเสธสมมติฐานหลักที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่าที่ระดับ level ข้อมูลตัวแปรอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี มีลักษณะนิ่ง หรือไม่มี Unit Root และมีลักษณะข้อมูลแบบ $I(1)$ ในแบบจำลองที่มีจุดตัดแกนและค่าแนวโน้มเวลา

4.2 ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว(Cointegration Test)

การทดสอบหา cointegration ของตัวแปรเพื่อดูว่าความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวของตัวแปร และเพื่อเลือกใช้แบบจำลองที่เหมาะสมในการทดสอบ โดยการวิเคราะห์ข้อมูลความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯและการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรได้มีการแบ่งออกเป็น 2 ส่วน ดังนี้

ส่วนที่หนึ่ง เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯระหว่างเดือน กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2556 ถึง เดือน พฤษภาคม พ.ศ. 2559

ส่วนที่สอง เป็นการศึกษาความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯระหว่างเดือน กุมภาพันธ์ พ.ศ. 2556 ถึง เดือน พฤษภาคม พ.ศ. 2559

4.2.1 ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ

การวิเคราะห์สัมประสิทธิ์ของ Cointegration vector

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีของ Johansen ซึ่งเป็นวิธีการทดสอบโดยการหา Cointegrating vector โดยสถิติที่ใช้ในการทดสอบได้แก่ Trace test และ Maximum Eigenvalue test

สมมุติฐานที่ใช้สำหรับการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegration test)

H_0 : Cointegration Vector เท่ากับ 0 แสดงว่าไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว

H_1 : Cointegration Vector ไม่เท่ากับ 0 แสดงว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาว

ซึ่งให้ผลการทดสอบดังตารางที่ 4.2.1

ตารางที่ 4.2.1 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.798105	122.6680	55.24578	0.0000
At most 1 *	0.540309	61.86779	35.01090	0.0000
At most 2 *	0.460188	32.33415	18.39771	0.0003
At most 3 *	0.208926	8.905847	3.841466	0.0028

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ตารางที่ 4.2.1 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen (ต่อ)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen	0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.798105	60.80021	30.81507	0.0000
At most 1 *	0.540309	29.53363	24.25202	0.0091
At most 2 *	0.460188	23.42831	17.14769	0.0054
At most 3 *	0.208926	8.905847	3.841466	0.0028

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

จากผลการทดสอบ Trace Statistic และ Maximum Eigenvalue Statistic พบว่า ค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่า Critical Value ที่ระดับ level 5% ดังนั้น จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า ตัวแปรมูลค่าการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ มีความสัมพันธ์เชิงคลุยกภาพในระยะยาว ดังนั้นสามารถใช้สมการ VAR ได้

การทดสอบและเลือกความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสม

ในการประมาณค่าแบบจำลองที่เป็นอนุกรมเวลาต้องคำนึงถึงการเลือกความล่าช้าหรือ Lag ที่เหมาะสม ในกรณีที่ตัวแปรมีระยะเวลาในการส่งผลต่อตัวแปรอื่นๆในแบบจำลอง โดยในระบบเศรษฐกิจจะมีการรับรู้ผลกระทบที่เกิดขึ้น ซึ่งการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้หลักทางสถิติในการกำหนด Lag ที่เหมาะสมต่อการประมาณค่าแบบจำลอง VAR โดยพิจารณาค่า Akaike Information Criteria (AIC) , Schwarz Information Criterion (SC) , Sequential Modified LR test statistic (LR) , Final Prediction Error (FPE) และ Hannan-Quinn Information Criterion (HQ) เป็นเกณฑ์ในการพิจารณา โดยจะเลือกแบบจำลองที่มีค่าสถิติน้อยที่สุด ซึ่งแสดงผลดังตารางที่ 4.2.2

ตารางที่ 4.2.2 แสดงผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-440.0093	NA	1227526.	25.37196	25.54971	25.43332
1	-386.2848	92.09910	143291.5	23.21627	24.10504*	23.52308
2	-360.4015	38.45522	84730.69	22.65151	24.25130	23.20376
3	-339.3385	26.47910	70255.91	22.36220	24.67301	23.15989
4	-322.6239	17.19223	83085.83	22.32136	25.34318	23.36450
5	-284.4576	30.53302*	34488.78*	21.05472*	24.78756	22.34329*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

จากตารางที่ 4.2.2 พบว่าจำนวน Lag ที่เหมาะสมในแบบจำลองเท่ากับ 5 เนื่องจาก ค่า LR, FPE , AIC และ QH ให้ผลสอดคล้องกัน ซึ่งหมายถึงผลกระทบจากตัวแปรในแต่ละตัวในแต่ละปัจจุบันจะส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นๆ แลตัวมันเอง ในช่วงเวลาถัดไปข้างหน้า เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมแล้ว ต่อไปจึงจะนำค่าความล่าช้าที่ได้ไปใช้ในการประมาณแบบจำลอง VAR

การประมาณค่าแบบจำลอง VAR

ผลจากการกำหนดตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง และการเลือกจำนวน Lag Order ที่เหมาะสมซึ่งในแบบจำลองนี้คือ Lag 5 ขึ้นตอนต่อไป จึงทำการประมาณค่าแบบจำลอง VAR โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ Stationary ดังนั้นจึงได้ทำการปรับข้อมูลให้อยู่ในรูปของ Differential ซึ่งผลการประมาณค่าได้ดังตารางที่ 4.2.3 ต่อไปนี้

ตารางที่ 4.2.3 แสดงผลการประมาณค่าแบบจำลอง VAR

	DTENY		DSEVENY		DFIVEY	
	Constant	T-Statistic	Constant	T-Statistic	Constant	T-Statistic
C	-0.238514	-0.35792	0.005071	-0.238514	0.006412	0.17735
DJAPAN(-2)	0.000271	3.83952***	-7.33E-06	-1.75860*	-8.43E-06	-2.20150**
DJAPAN(-3)	-0.000152	-2.10560**				
DJAPAN(-5)	-0.000135	-2.41370**				
DFIVEY(-1)	109.5523	3.69026***				
DSEVENY(-1)	-87.07075	-3.22844***				

DSEVENY(-2)	61.81620	2.19790**	
DTENY(-1)	-0.726809	-2.38810**	
DTENY(-2)	-0.896749	-2.18726**	

ที่มา : จากการคำนวณ

***มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 โดย t-statistics >|2.7238|

**มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดย t-statistics >|2.0301|

*มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.1 โดย t-statistics >|1.6896|

จากผลการทดสอบพบว่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองโดยข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะ stationary ประกอบด้วยตัวแปร DFIVEY , DSEVENY , DTENY และ DJAPAN ความยาวล่าช้าที่ระยะเวลาล่าช้า 5 เดือน พบว่า ตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติกับการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรระยะยาวของอเมริกาได้แก่ ตัวแปรดังต่อไปนี้ DJAPAN(-2) , DJAPAN(-3) , DJAPAN(-5) , DFIVEY(-1) , DSEVENY(-1) , DSEVENY(-2) , DTENY(-1) และ DTENY(-2) โดยที่เครื่องหมายวงเล็บด้านหลังตัวแปร แทนสัญลักษณ์ของความล่าช้าในของช่วงเวลาในอดีต ต่อหนึ่งหน่วยเวลาคือรายเดือน เช่น DJAPAN(-2) หมายถึง การเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯของประเทศญี่ปุ่นในช่วงเวลาสองเดือนก่อนหน้า

การอ่านผลข้อมูลในตารางการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ในตารางที่ 4.2.3

ในสมการ DFIVEY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 5 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DJAPAN(-2) เพียงตัวเดียว โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DFIVEY = 0.006412 - 8.43E-06DJAPAN(-2)**$$

จากสมการ DFIVEY ในตารางที่ 4.2.3 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ 0.006412 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 0.17735 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DJAPAN(-2) เท่ากับ $-8.43E-06$ ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.20150 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลให้อัตราการเปลี่ยนแปลงใน

อัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 5 ปี ลดลงใน 2 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ในสมการ DSEVENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 7 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DJAPAN(-2) เพียงตัวเดียว โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DSEVENY = 0.005071 - 7.33E-06DJAPAN(-2)*$$

จากสมการ DSEVENY ในตารางที่ 4.2.3 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ 0.005071 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 0.12877 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DJAPAN(-2) เท่ากับ -7.33E-06 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.75860 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯ ในประเทศญี่ปุ่น เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 7 ปี ลดลงใน 2 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.1

ในสมการ DTENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 10 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DFIVEY(-1) , DSEVENY(-1) , DSEVENY(-2) , DTENY(-1) , DTENY(-2) , DJAPAN(-2) , DJAPAN(-3) และ DJAPAN(-5) โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DTENY = - 0.238514 - 109.5523DFIVEY(-1)*** - 87.07075DSEVENY(-1)*** + 61.81620 DSEVENY(-2) - 0.726809DTENY(-1)** - 0.896749DTENY(-2)** + 0.000271DJAPAN(-2)*** - 0.000152DJAPAN(-3)** - 0.00135DJAPAN(-5)**$$

จากสมการ DFIVEY ในตารางที่ 4.2.3 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ -0.238514 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -0.35792 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DFIVEY(-1) เท่ากับ -109.5523 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -3.69026 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปี เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 , 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DSEVENY(-1) เท่ากับ -87.07075 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -3.22844 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 7 ปี เพิ่มขึ้นใน

1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ อายุ 10 ปี ลดลงในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 , 0.05 และ 0.1ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DSEVENY(-2) เท่ากับ 61.81620ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.19790 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 7 ปี เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ อายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DTENY(-1) เท่ากับ -0.726809 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.38810 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐ อายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DTENY(-2) เท่ากับ 0.896749 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.18726 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DJAPAN(-2) เท่ากับ 0.000271ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 3.83952 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯใน ประเทศญี่ปุ่น เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 ,0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DJAPAN(-3) เท่ากับ -0.000152 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.10560 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯใน ประเทศญี่ปุ่น เพิ่มขึ้นใน 3 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี ลดลงใน 3 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DJAPAN(-5) เท่ากับ -0.000135ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.41370 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯใน ประเทศญี่ปุ่น เพิ่มขึ้นใน 5 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทน พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี ลดลงใน 5 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

สรุปผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาล
ระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ

จากสมการ DFIVEY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปี) และ DSEVENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 7 ปี) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับ DFIVEY และ DSEVENY อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คือ DJAPAN(-2) (การเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น ในช่วงเวลาสองเดือนก่อนหน้า) ส่วนตัวแปรอื่นนั้นไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ

ซึ่งขนาดของความสัมพันธ์สามารถอธิบายได้ดังนี้

จากสมการ $DFIVEY = 0.006412 - 8.43E-06DJAPAN(-2)**$

สามารถอธิบายได้ว่า หากประเทศญี่ปุ่นมีอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯลดลง 1 พันล้านเหรียญสหรัฐฯในช่วงเวลา 2 เดือนก่อนหน้า จะทำให้การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปีของสหรัฐฯเพิ่มขึ้น 0.843 เบสิทพ้อยท์ในอีก 2 เดือนถัดมา (100 เบสิทพ้อยท์ เท่ากับ 0.01 เปอร์เซ็นต์) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

จากสมการ $DSEVENY = 0.005071 - 7.33E-06DJAPAN(-2)*$

สามารถอธิบายได้ว่า ในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 7 ปี หากประเทศญี่ปุ่นมีอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯลดลง 1 พันล้านเหรียญสหรัฐฯในช่วงเวลา 2 เดือนก่อนหน้า จะทำให้การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 7 ปีของสหรัฐฯเพิ่มขึ้น 0.733 เบสิทพ้อยท์ในอีก 2 เดือนถัดมา (100 เบสิทพ้อยท์ เท่ากับ 0.01 เปอร์เซ็นต์) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1

จากความสัมพันธ์ของทั้ง 2 สมการ จะเห็นว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น มีความสัมพันธ์กับอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี ในทิศทางลบ ซึ่งเป็นไปตามทฤษฎีอุปสงค์ในตลาดพันธบัตร (Demand in the Bond Market) นั่นก็คือ เมื่อการถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯอเมริกาตกลง หรือก็คือความต้องการขายพันธบัตรเพิ่มขึ้น ทำให้ราคาของพันธบัตร (Price of Bond) ปรับตัวลดลง และอัตราผลตอบแทน (Interest Rate) ปรับเพิ่มขึ้น นอกจากนี้การที่อัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี ไม่ได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนในช่วงเวลาที่ผ่านมา เป็นผลมาจากการกำหนดนโยบายทางการเงินของธนาคารกลาง

เนื่องจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร หรือ ดอกเบี้ยนโยบายนั้น ธนาคารกลางจะเป็นผู้กำหนด ซึ่งในที่นี้ก็คือ ธนาคารกลางของสหรัฐอเมริกา (The Federal Reserve) โดยการกำหนดอัตราดอกเบี้ยของธนาคารกลางสหรัฐฯ จะประเมินจาก ตัวแปรทางเศรษฐศาสตร์มหภาค ได้แก่ ตัวเลขการจ้างงานนอกภาคการเกษตร อัตราเงินเฟ้อ และจำนวนผู้ขอชดเชยสวัสดิการการว่างงาน จึงทำให้ การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรในช่วงเวลาที่ผ่านมาไม่มีผลกระทบกับอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปี และ 7 ปี อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

แต่ในส่วนของการสมการ DTENY (การเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 10 ปี) พบว่ามีตัวแปรจำนวนมากที่มีความสัมพันธ์กับ DTENY อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ DFIVEY(-1) , DSEVENY(-1) , DSEVENY(-2) , DTENY(-1) , DTENY(-2) , DJAPAN(-2) , DJAPAN(-3) และ DJAPAN(-5) ดังนั้น จะเห็นได้ว่า ตัวแปร DTENY มีความอ่อนไหวต่อการเปลี่ยนแปลงมากกว่าตัวแปร DFIVEY และ DSEVENY เพราะในการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี ได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนในอดีต ซึ่งก็เป็นไปตามทฤษฎีความสัมพันธ์ของอายุคงเหลือและมูลค่าตราสารหนี้ ที่บอกว่า ปัจจัยทางด้านอายุคงเหลือของตราสารหนี้มีผลต่อราคาและผลตอบแทนของพันธบัตร โดยเฉพาะตราสารหนี้อายุยาวกว่า มักจะยังมีความผันผวนของราคาที่สูงกว่า เนื่องจากมีความเสี่ยงจากช่วงเวลาที่มากกว่า อีกทั้งอัตราผลตอบแทนระยะยาว ยังได้รับผลกระทบจากการคาดการณ์ของดอกเบี้ยในอนาคตอีกด้วย

$$\begin{aligned} \text{จากสมการ DTENY} = & -0.238514 - 109.5523\text{DFIVEY}(-1)^{***} - 87.07075\text{DSEVENY}(-1)^{***} \\ & + 61.81620\text{DSEVENY}(-2) - 0.726809\text{DTENY}(-1)^{**} - 0.896749\text{DTENY}(-2)^{**} + \\ & 0.000271\text{DJAPAN}(-2)^{***} - 0.000152\text{DJAPAN}(-3)^{**} - 0.00135\text{DJAPAN}(-5)^{**} \end{aligned}$$

สามารถอธิบายได้ว่า หากประเทศญี่ปุ่นมีอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯ ลดลง 1 พันล้านเหรียญสหรัฐฯ ในช่วงเวลา 2 เดือนก่อนหน้า จะทำให้การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปีของสหรัฐฯ ลดลง 0.271 เปอร์เซ็นต์ ในอีก 2 เดือนถัดมา ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 , 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ แต่จะเพิ่มขึ้น 0.152 เปอร์เซ็นต์ ในอีก 3 เดือนถัดมา ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

สังเกตว่า ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯ ในประเทศญี่ปุ่น แบ่งได้ออกเป็นสองช่วงเวลา ในช่วงเวลาระยะสั้น หรือก็คือการเข้าซื้อพันธบัตรในช่วงเวลา 2 เดือนก่อนหน้า มีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนในทิศทางบวก แต่การเข้าซื้อพันธบัตรในช่วงเวลา 3 เดือน และ 5 เดือน ก่อนหน้า มีความสัมพันธ์กับอัตราผลตอบแทนในทิศทางลบ สาเหตุเป็นเพราะ ในระยะสั้น เมื่อความต้องการขายพันธบัตรเพิ่มขึ้น อัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี

จะได้รับผลกระทบจาก อัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี ที่ปรับเพิ่มขึ้น และเมื่ออัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี ปรับเพิ่มขึ้น ผลจากการคาดการณ์ดอกเบี้ยในอนาคตจึงทำให้ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี ปรับ ลดลง ดังนั้น ช่วงระยะสั้น ถึงแม้จะมีการเข้าถือครองพันธบัตรสหรัฐอเมริกาตกลง (ขายพันธบัตรเพิ่มมากขึ้น) ก็จะทำให้อัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี ลดลงตามไปด้วย ความสัมพันธ์จึงเป็นแบบแปรผกผันตรง แต่ระยะยาวก็จะเป็นไปตามทฤษฎีอุปสงค์ในตลาดพันธบัตร (Demand in the Bond Market) เพราะฉะนั้น ในช่วงเวลา 3 และ 5 เดือนก่อนหน้า เมื่อมีการเข้าถือครองพันธบัตรลดลง (ขายพันธบัตรมากขึ้น) จึงทำให้ผลตอบแทนพันธบัตรเพิ่มขึ้น

4.2.2 ผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯ ในประเทศจีน และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ

การวิเคราะห์สัมประสิทธิ์ของ Cointegration vector

ในการศึกษาครั้งนี้ได้ใช้วิธีของ Johansen ซึ่งเป็นวิธีการทดสอบโดยการหา Cointegrating vector โดยสถิติที่ใช้ในการทดสอบได้แก่ Trace test และ Maximum Eigenvalue test

สมมุติฐานที่ใช้สำหรับการทดสอบความสัมพันธ์เชิงคู่ระยะยาว (cointegration test)

H_0 : Cointegration Vector เท่ากับ 0 แสดงว่าไม่มีความสัมพันธ์ระยะยาว

H_1 : Cointegration Vector ไม่เท่ากับ 0 แสดงว่ามีความสัมพันธ์ระยะยาว

ซึ่งให้ผลการทดสอบดังตารางที่ 4.2.4

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.2.4 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.804303	118.6353	55.24578	0.0000
At most 1 *	0.510357	56.65017	35.01090	0.0001
At most 2 *	0.433819	29.51515	18.39771	0.0009
At most 3 *	0.187691	7.899210	3.841466	0.0049

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

ตารางที่ 4.2.4 แสดงผลการทดสอบ Cointegration ของ Johansen (ต่อ)

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.804303	61.98515	30.81507	0.0000
At most 1 *	0.510357	27.13501	24.25202	0.0202
At most 2 *	0.433819	21.61594	17.14769	0.0105
At most 3 *	0.187691	7.899210	3.841466	0.0049

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

จากผลการทดสอบ Trace Statistic และ Maximum Eigenvalue Statistic พบว่า ค่าที่คำนวณได้มากกว่าค่า Critical Value ที่ระดับ level 5% ดังนั้น จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก แสดงว่า ตัวแปรมูลค่าการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศญี่ปุ่น และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ดังนั้นสามารถใช้สมการ VAR ได้

การทดสอบและเลือกความล่าช้า (Lag) ที่เหมาะสม

ตารางที่ 4.2.5 แสดงผลการทดสอบจำนวนความล่าช้าที่เหมาะสมของแบบจำลอง

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-436.7278	NA	1017645.	25.18445	25.36220	25.24581
1	-384.9128	88.82576	132486.7	23.13787	24.02665*	23.44468
2	-356.7948	41.77537	68950.00	22.44542	24.04520	22.99766
3	-333.1700	29.69968*	49385.56*	22.00972*	24.32052	22.80740*
4	-321.5487	11.95341	78134.62	22.25992	25.28174	23.30305
5	-302.6397	15.12719	97476.33	22.09370	25.82653	23.38227

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

จากตารางที่ 4.2.5 พบว่าจำนวน Lag ที่เหมาะสมในแบบจำลองเท่ากับ 3 เนื่องจาก ค่า LR, FPE, AIC และ QH ให้ผลสอดคล้องกัน ซึ่งหมายถึงผลกระทบจากตัวแปรในแต่ละตัวในแต่ละปัจจุบันจะส่งผลกระทบต่อตัวแปรอื่นๆ แลตัวมันเอง ในช่วงเวลาถัดไปข้างหน้า เมื่อได้ค่าความล่าช้าที่เหมาะสมแล้ว ต่อไปจึงจะนำค่าความล่าช้าที่ได้ไปใช้ในการประมาณแบบจำลอง VAR

การประมาณค่าแบบจำลอง VAR

ผลจากการกำหนดตัวแปรที่ใช้ในแบบจำลอง และการเลือกจำนวน Lag Order ที่เหมาะสม ซึ่งในแบบจำลองนี้คือ Lag 3 ขึ้นตอนต่อไป จึงทำการประมาณค่าแบบจำลอง VAR โดยใช้ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะ Stationary ดังนั้นจึงได้ทำการปรับข้อมูลให้อยู่ในรูปของ Differential ซึ่งผลการประมาณค่าได้ดังตารางที่ 4.2.6 ต่อไปนี้

ตารางที่ 4.2.6 แสดงผลการประมาณค่าแบบจำลอง VAR

	DTENY		DSEVENY		DFIVEY	
	Constant	T-Statistic	Constant	T-Statistic	Constant	T-Statistic
C	-1.305564	-1.29667	0.026862	0.81361	0.03805	0.94028
DHINA(-1)	-0.000123	-1.52185	6.59E-06	2.49395**	5.91E-06	1.97815*
DCHINA(-3)	-0.000117	-1.50618	5.94E-06	2.33447**	5.08E-06	2.01297*
DFIVEY(-1)	79.22756	2.07475**				
DTENY(-1)	1.097318	-4.30780***				
DTENY(-2)	-0.873659	-2.76262***				

ที่มา : จากการคำนวณ

***มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.01 โดย t-statistics >|2.7154|

**มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 โดย t-statistics >|2.0262|

*มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.1 โดย t-statistics >|1.6871|

จากผลการทดสอบพบว่าความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรในแบบจำลองโดยข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะ stationary ประกอบด้วยตัวแปร DFIVEY , DSEVENY , DTENY และ DCHINA ความยาวล่าช้าที่ระยะเวลาล่าหลัง 3 เดือน พบว่า ตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติกับการเปลี่ยนแปลงของอัตรา

ผลตอบแทนพันธบัตรระยะยาวของอเมริกาได้แก่ ตัวแปรดังต่อไปนี้ DCHINA(-1) , DCHINA(-2) , DFIVEY(-1) , DTENY(-1) และ DTENY(-2) โดยที่เครื่องหมายวงเล็บด้านหลังตัวแปร แทนสัญลักษณ์ของความล่าช้าในของช่วงเวลาในอดีต ต่อหนึ่งหน่วยเวลาคือรายเดือน เช่น DCHINA(-1) หมายถึง การเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯของประเทศจีนในช่วงเวลาหนึ่งเดือนก่อนหน้า

การอ่านผลข้อมูลในตารางการประมาณค่าแบบจำลอง VAR ในตารางที่ 4.2.6

ในสมการ DFIVEY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 5 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DCHINA(-1) และ DCHINA(-2) โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DFIVEY = 0.030805 + 5.19E-6DCHINA(-1)* + 5.08E-06DCHINA(-3)*$$

จากสมการ DFIVEY ในตารางที่ 4.2.4 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ 0.030805 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 0.94028 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DCHINA(-1) เท่ากับ 5.19E-06 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 1.97815 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 5 ปี เพิ่มขึ้นเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.1

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DCHINA(-3) เท่ากับ 5.08E-06 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.01297 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน เพิ่มขึ้นใน 3 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 5 ปี เพิ่มขึ้นใน 3 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.1

ในสมการ DSEVENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 7 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DCHINA(-1) และ DCHINA(-2) โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DSEVENY = 0.026862+ 6.59E-6DCHINA(-1)** + 5.94E-06DCHINA(-3)**$$

จากสมการ DSEVENY ในตารางที่ 4.2.4 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ 0.026862 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 0.81361 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DCHINA(-1) เท่ากับ 6.59E-06 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.49395 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DCHINA(-3) เท่ากับ 5.94E-06 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.33447 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน เพิ่มขึ้นใน 3 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 7 ปี เพิ่มขึ้นใน 3 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ในสมการ DTENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาล อายุ 10 ปี ของสหรัฐอเมริกา) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ได้แก่ ตัวแปร DFIVEY(-1) , DTENY(-1) และ DTENY(-2) โดยสมการที่ได้เฉพาะจากตัวแปรที่มีนัยสำคัญทางสถิติจะเหลือแค่สมการดังต่อไปนี้

$$DTENY = -1.305564 + 79.22756DFIVEY(-1) ** - 1.097318DTENY(-1) *** - 0.873659DTENY(-2)***$$

จากสมการ DFIVEY ในตารางที่ 4.2.4 ค่าสัมประสิทธิ์ของค่าคงที่เท่ากับ -1.305564 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -1.29667 ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DFIVEY(-1) เท่ากับ 79.22756 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ 2.074575 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 5 ปี เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร DTENY(-1) เท่ากับ -1.097318 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -4.30780 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นใน 1 เดือนก่อนหน้า จะส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯอายุ 10 ปี ลดลงในเดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 , 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ ค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร

DTENY(-2) เท่ากับ -0.873659 ค่าสถิติ t-statistic เท่ากับ -2.76262 แสดงให้เห็นว่า เมื่ออัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลอายุ 10 ปี เพิ่มขึ้นใน 2 เดือนก่อนหน้า จะ

ส่งผลทำให้อัตราการเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตรรัฐบาลสหรัฐอายุ 10 ปี ลดลงใน 2 เดือนถัดไป อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01, 0.05 และ 0.1 ตามลำดับค่าสัมประสิทธิ์ตัวแปร

สรุปผลการวิเคราะห์ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐฯในประเทศจีน และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรสหรัฐฯ

จากสมการ DFIVEY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปี) และ DSEVENY (การเปลี่ยนแปลงอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 7 ปี) พบว่าตัวแปรที่มีความสัมพันธ์กับ DFIVEY และ DSEVENY อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ คือ DCHINA(-1) (การเปลี่ยนแปลงการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯในประเทศจีน ในช่วงเวลาหนึ่งเดือนก่อนหน้า) และ DCHINA(-3) ส่วนตัวแปรอื่น ๆ ไม่มีความสัมพันธ์อย่างมีนัยสำคัญ

ซึ่งขนาดของความสัมพันธ์สามารถอธิบายได้ดังนี้

จากสมการ $DFIVEY = 0.030805 + 5.19E-6DCHINA(-1)* + 5.08E-06DCHINA(-3)*$

สามารถอธิบายได้ว่า หากประเทศจีนมีอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯลดลง 1 พันล้านเหรียญสหรัฐฯในช่วงเวลา 1 เดือนก่อนหน้า จะทำให้การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 5 ปีของสหรัฐฯลดลง 0.519 เบสิทพ้อยท์ในอีก 1 เดือนถัดมา (100 เบสิทพ้อยท์ เท่ากับ 0.01 เปอร์เซ็นต์) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1 และลดลง 0.508 เบสิทพ้อยท์ในอีก 3 เดือนถัดมา ที่ระดับนัยสำคัญ 0.1

จากสมการ $DSEVENY = 0.026862 + 6.59E-6DCHINA(-1)** + 5.94E-06DCHINA(-3)**$

สามารถอธิบายได้ว่า หากประเทศจีนมีอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯลดลง 1 พันล้านเหรียญสหรัฐฯในช่วงเวลา 1 เดือนก่อนหน้า จะทำให้การเปลี่ยนแปลงในผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 7 ปีของสหรัฐฯลดลง 0.659 เบสิทพ้อยท์ในอีก 1 เดือนถัดมา (100 เบสิทพ้อยท์ เท่ากับ 0.01 เปอร์เซ็นต์) ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ ลดลง 0.594 เบสิทพ้อยท์ในอีก 1 เดือนถัดมาที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 และ 0.1 ตามลำดับ

จากความสัมพันธ์ของทั้ง 2 สมการ จะเห็นว่าอัตราการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯในประเทศจีน มีความสัมพันธ์กับอัตราการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี ในทิศทางบวก ซึ่งเป็นไม่ไปตามทฤษฎีอุปสงค์ในตลาด

พันธบัตร (Demand in the Bond Market) ซึ่งแตกต่างจากกรณีการอธิบายของประเทศญี่ปุ่นที่ ความสัมพันธ์ของการเปลี่ยนแปลงการเข้าซื้อพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวสหรัฐฯ และการเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 5 ปี และ 7 ปี เป็นไปในทิศทางลบ การที่ ความสัมพันธ์ไม่เป็นไปตามทฤษฎีนั้นเป็นผลมาจากนโยบายอัตราแลกเปลี่ยนและดุลการค้าของ ประเทศจีน เนื่องจากประเทศจีนมาการเกินดุลการค้ากับประเทศสหรัฐอเมริกาโดยตลอด (เนื่องจากค่าเงินหยวนของจีนนั้นอ่อนค่ากว่าที่ควรจะเป็น ทำให้สหรัฐฯต้องขาดดุลการค้ากับจีน เป็นจำนวนมากมาโดยตลอด) การดำเนินนโยบายการเงินของประเทศจีนนั้นได้เข้าแทรกแซง ค่าเงิน โดยเมื่อจีนมีการเกินดุลบัญชีเดินสะพัดและทุนสำรองระหว่างประเทศเพิ่มขึ้น หากปล่อยให้ กลไกการตลาดทำงานเงินหยวนก็จะมีค่าแข็งค่าขึ้น ดังนั้นธนาคารกลางจีนจึงเข้ามาแทรกแซงโดย การเข้าซื้อเงินตราสกุลดอลลาร์ (พันธบัตรรัฐบาลสหรัฐฯถือเป็นเงินตราสกุลดอลลาร์อย่างหนึ่ง) และเมื่อดึงเงินสกุลดอลลาร์มาเก็บไว้ ก็ทำให้ดอลลาร์มีการหมุนเวียนในตลาดลดลง จนทำให้ ดอลลาร์มีค่าสูงขึ้นและหยวนอ่อนค่าลงในที่สุด เพราะฉะนั้นแล้ว ด้วยการแทรกแซงของธนาคาร กลางจีนนี้เอง ที่ทำให้การเข้าซื้อสินทรัพย์ของสหรัฐอเมริกาในประเทศจีน ไม่ได้มีความสัมพันธ์กับ อัตราผลตอบแทนพันธบัตรอย่างเป็นไปตามทฤษฎี

ในส่วนของการ DTENY (การเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนพันธบัตร อายุ 10 ปี) พบว่ามีตัวแปรจำนวนมากที่มีความสัมพันธ์กับ DTENY อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ DFIVEY(-1) , DTENY(-1) และ DTENY(-2) จะเห็นได้ว่า ตัวแปร DTENY มีความอ่อนไหวต่อการเปลี่ยนแปลง มากกว่าตัวแปร DFIVEY และ DSEVENY เช่นเดียวกับการอธิบายในกรณีของประเทศญี่ปุ่นที่ว่า การเปลี่ยนแปลงของอัตราผลตอบแทนพันธบัตรอายุ 10 ปี ได้รับผลกระทบจากการเปลี่ยนแปลง ของอัตราผลตอบแทนในอดีต ซึ่งก็เป็นไปตามทฤษฎีความสัมพันธ์ของอายุคงเหลือและมูลค่าตรา สารหนี้

แต่เนื่องจาก การ DTENY ไม่มีความสัมพันธ์กับ DCHINA (การเข้าถือครองพันธบัตร รัฐบาลระยะยาวของสหรัฐอเมริกาในประเทศจีน) อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นแล้วเราจึงไม่ สามารถนำความสัมพันธ์ของการเข้าถือครองพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐอเมริกาในประเทศ จีน มาใช้อธิบาย การเปลี่ยนแปลงในอัตราผลตอบแทนอายุ 10 ปี ได้ สาเหตุที่ตัวแปรทั้งสองไม่มี ความสัมพันธ์กันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ มาจากการที่ประเทศจีนมีการเกินดุลบัญชีเดินสะพัดอย่าง ต่อเนื่องจากการค้ากับประเทศสหรัฐอเมริกา ทำให้เมื่อพิจารณาการสะสมทุนสำรองระหว่างเทศของ จีนนั้นเพิ่มสูงขึ้นอย่างต่อเนื่อง และเมื่อทุนสำรองเพิ่มขึ้น ซึ่งทุนสำรองระหว่างประเทศก็คือเงินตรา สกุลต่างประเทศที่ประเทศสะสมอยู่ ประเทศจีนจึงต้องสะสม หรือ เข้าซื้อตราสารของประเทศ

สหรัฐอเมริกาเพิ่มขึ้นตาม ดังที่ผู้วิจัยได้แสดงให้เห็นก่อนหน้านี้ว่า ทุนสำรองเงินตราต่างประเทศส่วน
ใหญ่ของแต่ละประเทศถืออยู่มักอยู่ในรูปของพันธบัตรรัฐบาลระยะยาวของสหรัฐอเมริกา



ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved