บทที่ 4

ผลการศึกษา

การทดสอบเพื่อหาความสัมพันธ์ระหว่างดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทยกับดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในตลาดญี่ปุ่น สิงคโปร์ และฮ่องกง โดยอาศัยแบบจำลองที่ใช้ในการทดสอบ ดังนี้

$$HSIFU_t = a_0 + a_1 TFEXFU_t + e_t \quad (4.1)$$

และ

$$TFEXFU_t = b_0 + b_1 HSIFU_t + u_t \quad (4.2)$$

$$STFU_t = c_0 + c_1 TFEXFU_t + j_t \quad (4.3)$$

และ

$$TFEXFU_t = d_0 + d_1 STFUU_t + k_t \quad (4.4)$$

$$TOPIXFU_t = g_0 + g_1 TFEXFU_t + l_t \quad (4.5)$$

และ

$$TFEXFU_t = h_0 + h_1 TOPIXFU_t + m_t \quad (4.6)$$

และสัญลักษณ์ของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษาคือ

HSIFU คือ ค่า natural logarithm ของดัชนีล่วงหน้าของดัชนี HANG SENG

STFU คือ ค่า natural logarithm ของดัชนีล่วงหน้าของดัชนี SGX STRAITS TIMES

TOPIXFU คือ ค่า natural logarithm ของดัชนีล่วงหน้าของดัชนี TOKYO STOCK PRICE

TFEXFU คือ ค่า natural logarithm ของดัชนีล่วงหน้าของดัชนี THAILAND FUTURES STOCK EXCHANGE

โดยการศึกษาครั้งนี้แบ่งออกเป็น 3 ส่วน ด้วยกัน คือ

ส่วนที่หนึ่ง การทดสอบความนิ่งโดยการทดสอบยูนิทรูท (unit root test)

ส่วนที่สอง การทดสอบความสัมพันธ์เชิงระยะยาว (cointegration)

ส่วนที่สาม การทดสอบความสัมพันธ์เชิงระยะสั้นตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (Error Correction Model: ECM)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.1 ผลการทดสอบ unit root

การทดสอบ unit root ด้วยวิธี Augmented Dickey Fuller ก็เพื่อทดสอบว่าตัวแปรที่จะนำมาศึกษานั้น stationary หรือไม่ โดยทำให้ตัวแปรของดัชนีในตลาดอนุพันธ์แต่ละแห่งทำให้อยู่ในรูปของลอกการิทึม (logarithm) แล้วนำมาทดสอบความนิ่งด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) จากนั้นนำข้อมูลมาทดสอบที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) คือที่ระดับ Levels without Trend and Intercept, Levels with Intercept และ Levels with Trend and Intercept ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 ต่อมานำข้อมูลมาทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น คือที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) คือที่ระดับ First Differences without Trend and Intercept, First Differences with Intercept และ First Differences with Trend and Intercept ณ ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 จากนั้นนำค่าสถิติที่ได้เปรียบเทียบกับค่าวิกฤติ ซึ่งหากค่าสถิติที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติในทุก ๆ ตัวแปร แสดงว่าตัวแปรทั้งหมด stationary จึงสามารถนำข้อมูลทั้งสองมาพิจารณาความสัมพันธ์ในระยะยาวและการปรับตัวในระยะสั้นได้

เมื่อทำการทดสอบความนิ่งของข้อมูลแล้ว พบว่าผลการทดสอบยอมรับสมมุติฐานหลัก สามารถสรุปได้ว่า ข้อมูลนั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) หรือมี unit root นั่นเอง แต่ถ้าผลการทดสอบปฏิเสธสมมุติฐานหลักก็หมายความว่าข้อมูลนั้นมีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือไม่มี unit root ในการทดสอบ unit root ของข้อมูลนั้นเพื่อต้องการดูว่าข้อมูลนั้นมีความนิ่ง (stationary) หรือความไม่นิ่ง (nonstationary) เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (mean) และความแปรปรวน (variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน เรียกว่าการเกิด spurious regression โดยทำการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) เริ่มแรกนั้นจะทดสอบข้อมูลที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) คือ ที่ระดับ level without trend and intercept, level with intercept และ level with trend and intercept นอกจากนั้น ทำการพิจารณาความนิ่งของข้อมูลโดยการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่า MacKinnon Critical ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ของแบบจำลอง ถ้าค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่า MacKinnon Critical แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีลักษณะไม่นิ่ง (nonstationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือลำดับถัดไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นจะมีลักษณะนิ่ง (stationary) และเมื่อแปลงตัวแปรให้อยู่ในรูปของลอกการิทึม (logarithm) แล้วนำมาทดสอบความนิ่งด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ได้ผลแสดงดังตารางที่ 4.1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของญี่ปุ่น ณ ระดับ Level

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-0.0874	-2.6010	-2.0156	-3.5349	-2.6097	-4.1055
1	-0.0804	-2.6016	-2.3459	-3.5365	-2.9934	-4.1079
2	-0.0535	-2.6022	-1.8732	-3.5384	-2.6779	-4.1104
3	0.0987	-2.6028	-1.9553	-3.5401	-2.5922	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่นที่ระดับ level ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without intercept and trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (with intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดของระยะเวลา (with intercept and trend) เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon พบว่าค่าสถิติที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตหรือมีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้นจึงอยู่ในช่วงที่ยอมรับสมมติฐานว่างนั่นคือยอมรับสมมุติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ระดับ I(0) ดังนั้น จึงต้องนำข้อมูลมาทดสอบที่ระดับ order of integration ที่สูงขึ้น คือ ที่ I(1) ได้ผลดังตาราง 4.2 ดังนี้

ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของญี่ปุ่น ณ ระดับผลต่างระดับที่หนึ่งของข้อมูล (First Difference)

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-6.9685*	-2.6015	-6.9130*	-3.5365	-6.9302*	-4.1079
1	-6.5560*	-2.6021	-6.5018*	-3.5383	-6.5814*	-4.1104
2	-4.5144*	-2.6027	-4.4777*	-3.5402	-4.4556*	4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่นที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) พบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) เนื่องจากค่าสถิติที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับ 0.01 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือตัวแปรมีความนิ่งที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ณ ระดับ first difference without trend and intercept, first difference with intercept และ first difference with trend and intercept

ตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของสิงคโปร์ ณ ระดับ Level

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	0.2110	-2.6010	-1.7667	-3.5348	-3.1283	-4.1055
1	0.2425	-2.6015	-1.6797	-3.5365	-3.1910	-4.1079
2	0.2396	-2.6021	-1.6361	-3.5383	-3.4094	-4.1104
3	0.5270	-2.6027	-1.5823	-3.5401	-2.9865	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของสิงคโปร์ที่ระดับ level ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without intercept and trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (with intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดของระยะเวลา (with intercept and trend) เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon พบว่าค่าสถิติที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตหรือมีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้นจึงอยู่ในช่วงที่ยอมรับสมมติฐานว่างนั่นคือยอมรับสมมุติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ระดับ I(0) ดังนั้น จึงต้องนำข้อมูลมาทดสอบที่ระดับ order of integration ที่สูงขึ้น คือ ที่ I(1) ได้ผลดังตาราง 4.4 ดังนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.4 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์สิงคโปร์ ณ ระดับผลต่างระดับที่หนึ่งของข้อมูล (First Difference)

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-8.3367*	-2.6015	-8.3309*	-4.1079	-8.2778*	-3.5365
1	-5.8682*	-2.6021	-5.9189*	-4.1104	-5.8275*	-3.5383
2	-4.6529*	-2.6027	-4.6315*	-4.1130	-4.6384*	-3.5401

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของสิงคโปร์ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) พบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) เนื่องจากค่าสถิติที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับ 0.01 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือตัวแปรมีความนิ่งที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ณ ระดับ first difference without trend and intercept, first difference with intercept และ first difference with trend and intercept

ตารางที่ 4.5 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของฮ่องกง ณ ระดับ Level

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	0.7676	-2.6010	-1.1401	-3.5348	-2.6504	-4.1055
1	0.6638	-2.6015	-1.0888	-3.5365	-3.0238	-4.1079
2	0.8601	-2.6021	-1.0283	-3.5383	-2.6123	-4.1104
3	1.1704	-2.6027	-0.9800	-3.5401	-2.0421	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของฮ่องกงที่ระดับ level ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without intercept and trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (with intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดของระยะเวลา (with intercept and trend) เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon พบว่าค่าสถิติที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตหรือมีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้นจึงอยู่ในช่วงที่ยอมรับสมมติฐานว่างนั่นคือยอมรับสมมุติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ระดับ I(0) ดังนั้น จึงต้องนำข้อมูลมาทดสอบที่ระดับ order of integration ที่สูงขึ้น คือ ที่ I(1) ได้ผลดังตาราง 4.6 ดังนี้

ตารางที่ 4.6 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ฮ่องกง ณ ระดับผลต่างระดับที่หนึ่งของข้อมูล (First Difference)

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-7.8048*	-2.6015	-7.7981*	-3.5365	-7.7365*	-4.1079
1	-6.2117*	-2.6021	-6.2586*	-3.5383	-6.2039*	-4.1104
2	-5.6660*	-2.6027	-5.8030*	-3.5401	-5.7458*	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของฮ่องกงที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) พบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) เนื่องจากค่าสถิติที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับ 0.01 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือตัวแปรมีความนิ่งที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ณ ระดับ first difference without trend and intercept, first difference with intercept และ first difference with trend and intercept

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.7 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของไทย ณ ระดับ Level

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-0.4387	-2.6010	-1.9991	-3.5348	-2.3129	-4.1055
1	-0.3926	-2.6015	-2.2673	-3.5365	-2.6666	-4.1079
2	-0.2467	-2.6021	-2.1274	-3.5383	-2.5133	-4.1104
3	-0.2195	-2.6027	-2.1365	-3.5401	-2.5938	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

ผลการทดสอบข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของไทยที่ระดับ level ทั้งในแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without intercept and trend) แบบจำลองที่มีจุดตัดแต่ปราศจากแนวโน้มของเวลา (with intercept but without trend) และแบบจำลองที่มีจุดตัดของระยะเวลา (with intercept and trend) เมื่อเปรียบเทียบกับค่าวิกฤต MacKinnon พบว่าค่าสถิติที่ได้มีค่ามากกว่าค่าวิกฤตหรือมีค่าไม่แตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญ ดังนั้นจึงอยู่ในช่วงที่ยอมรับสมมติฐานว่างนั่นคือยอมรับสมมุติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ที่ระดับ I(0) ดังนั้น จึงต้องนำข้อมูลมาทดสอบที่ระดับ order of integration ที่สูงขึ้น คือ ที่ I(1) ได้ผลดังตาราง 4.8 ดังนี้

ตารางที่ 4.8 ผลการทดสอบ unit root ด้วยวิธี ADF Test ของข้อมูลดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของตลาดหลักทรัพย์ของไทย ณ ระดับผลต่างระดับที่หนึ่งของข้อมูล (First Difference)

Lag	Without Trend and Intercept	1% Critical Value	With Intercept	1% Critical Value	With Trend and Intercept	1% Critical Value
0	-6.9511*	-2.6015	-6.9141*	-3.5365	-6.6949*	-4.1079
1	-5.1059*	-2.6021	-5.0682*	-3.5383	-5.0802*	-4.1104
2	-4.2148*	-2.6027	-4.1816*	-3.5401	-4.1999*	-4.1130

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * มีนัยสำคัญที่ระดับ 0.01

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ข้อมูลของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของไทยที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) พบว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) เนื่องจากค่าสถิติที่ได้มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตที่ระดับ 0.01 จึงปฏิเสธสมมติฐานหลัก นั่นคือตัวแปรมีความนิ่งที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ณ ระดับ first difference without trend and intercept, first difference with intercept และ first difference with trend and intercept

4.2 ผลการทดสอบ cointegration

การทดสอบความสัมพันธ์ระยะยาวของข้อมูลมีขั้นตอนคือ นำเอาส่วนที่เหลือ จากสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุด (OLS) ที่กำหนดให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทยเป็นตัวแปรต้นและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ต่างประเทศเป็นตัวแปรตาม และดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทยเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ต่างประเทศเป็นตัวแปรต้น มาทดสอบความนิ่งที่ระดับ integrated of order 0 หรือทดสอบด้วย unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ซึ่งการทดสอบส่วนที่เหลือ (residual) มีสมการดังนี้

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma\varepsilon_{t-1} + W_t \qquad (4.8)$$

โดยที่ $\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ คือ ค่า residual ณ เวลา t และ t-1 ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

W_t คือ ค่าความคลาดเคลื่อนเชิงสุ่ม

สมมติฐานคือ $H_0 : \gamma = 0$ (ไม่มีการร่วมกันไปด้วยกัน)

$H_1 : \gamma \neq 0$ (มีการร่วมกันไปด้วยกัน)

โดยที่

$t = \hat{\gamma} / S.E.\hat{\gamma}$

4.2.1 ผลการทดสอบ Cointegration ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ของไทยเป็นตัวแปรตาม

เมื่อแปลงตัวแปรให้อยู่ในรูปของลอกการิทึม (logarithm) และนำส่วนที่เหลือ(residuals: ε_t) จากสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุด (OLS) มาทดสอบความนิ่งที่ระดับ integrated of order 0 หรือทดสอบด้วย unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ได้ผลดังตาราง4.9 และตาราง 4.10 ดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบ Cointegration ในกรณีที่ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient**	**t-Statistic (P-value)**	**AIC**	$\overline{R}^2$
TFEXFU	Constant	1.481	1.776 (0.080)	-4.344	0.320
	TOPIXFU	0.637	5.616 (0.000)		
TFEXFU	Constant	-2.582	-2.705 (0.009)	-4.278	0.561
	STFU	1.122	9.161 (0.000)		
TFEXFU	Constant	1.637	1.897 (0.073)	-4.781	0.273
	HSIFU	0.466	5.047 (0.00)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.10 ผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยด้วยวิธี ADF test กรณีดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรตาม

ส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย	**พารามิเตอร์**	**ADF-Test of Residual : TFEXFU = f(X)**	**Order of Integrastion**
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) TOPIXFU	γ	-2.9857*	I(0)
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) STFU	γ	-1.8628***	I(0)
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) HSIFU	γ	-2.8129*	I(0)

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ :

1. *,*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 1% และ 10% ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2. ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration of (residual)

จากตารางที่ 4.9 สามารถนำผลการวิเคราะห์สามารถแสดงสมการความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ ได้ดังนี้

1. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่น

$$Log(TFEXFU) = 1.4810 + 0.6367 * Log(TOPIXFU) + m_t$$

2. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของสิงคโปร์

$$Log(TFEXFU) = -2.5826 + 1.1229 * Log(STFU) + k_t$$

3. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของฮ่องกง

$$Log(TFEXFU) = 1.6370 + 0.4664 * Log(HSIFU) + u_t$$

จากการทดสอบการร่วมไปด้วยกันของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่น สิงคโปร์ และฮ่องกง กับประเทศไทย พบว่าดัชนีล่วงหน้าในตลาดต่างประเทศนั้น ต่างมีผลต่อดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทยทั้งสิ้น

จากตารางที่ 4.10 จะได้ผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยในการทดสอบ Cointegration ด้วยวิธี Augmented Dicky Fuller ของสมการแนวเดินเชิงสุ่มดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรตามนั้น พบว่าค่า ADF-Test Statistic ของตลาดอนุพันธ์ญี่ปุ่นและฮ่องกงมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 ส่วน ในตลาดสิงคโปร์นั้น พบว่าค่า ADF Test นั้นมีค่าน้อยกว่า MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.1 นั่นคือ ส่วนที่เหลือมี order of integration เป็น I(0) แสดงว่าส่วนที่เหลือมีความนิ่ง ดังนั้นดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่น ฮ่องกง และสิงคโปร์มี Cointegration หรือมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.2.2 ผลการทดสอบ Cointegration ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ของไทยเป็นตัวแปรอิสระ

ตารางที่ 4.11 ผลการทดสอบ Cointegration กรณีที่ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรอิสระ

Dependent Variables	Independent Variables	Coefficient	t-Statistic (P-value.)	AIC	$\overline{R}^2$
TOPIXFU	Constant	4.158	7.308 (0.000)	-4.549	0.320
	TFEXFU	0.518	5.616 (0.000)		
STFU	Constant	4.674	13.753 (0.000)	-5.580	0.561
	TFEXFU	0.505	9.161 (0.000)		
HSIFU	Constant	5.942	7.972 (0.000)	-4.009	2.734
	TFEXFU	0.610	5.047 (0.000)		

ที่มา : จากการคำนวณ

ตารางที่ 4.12 ผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยด้วยวิธี Augmented Dicky Fuller กรณีที่ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศ เป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรอิสระ

ส่วนที่เหลือจากสมการถดถอย	พารามิเตอร์	ADF-Test of Residual : TFEXFU = f(X)	Order of Integration
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) TOPIXFU	γ	-2.599**	I(0)
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) STFU	γ	-1.900***	I(0)
ส่วนที่เหลือ (Residuals : ε_t) HSIFU	γ	-2.057**	I(0)

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : 1. **,*** หมายถึง มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 5% และ 10% ตามลำดับ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

2. ตัวเลขในวงเล็บของ I(d) หมายถึง Order of Integration of (residual)

จากตารางที่ 4.11 สามารถนำผลการวิเคราะห์สามารถแสดงสมการความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ ได้ดังนี้

1. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่น

$$Log(TOPIXFU) = 4.1580 + 0.5185 * Log(TFEXFU) + l_t$$

2. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของสิงคโปร์

$$Log(STFU) = 4.6739 + 0.5052 * Log(TFEXFU) + j_t$$

3. สมการดุลยภาพระยะยาวของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของฮ่องกง

$$Log(HSIFU) = 5.9422 + 0.6104 * Log(TFEXFU) + e_t$$

จากการทดสอบความร่วมไปด้วยกันของดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของไทยเทียบ กับดัชนีล่วงหน้าในตลาดต่างประเทศนั้น พบว่า ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของไทย มีผลต่อดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศญี่ปุ่น สิงคโปร์และฮ่องกง

จากตารางที่ 4.12 พบว่าผลการทดสอบความนิ่งของส่วนที่เหลือจากสมการถดถอยในการทดสอบ Cointegration ด้วยวิธี Augmented Dicky Fuller ของสมการแนวเดินเชิงสุ่มดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของต่างประเทศเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ตลาดของไทยเป็นตัวแปรอิสระนั้น พบว่าค่า ADF-Test Statistic ของตลาดอนุพันธ์ญี่ปุ่นและฮ่องกงมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤต MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 ส่วน ในตลาดสิงคโปร์นั้น พบว่าค่า ADF Test นั้นมีค่าน้อยกว่า MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.1 นั่นคือ ส่วนที่เหลือมี order of integration เป็น I(0) แสดงว่าส่วนที่เหลือมีความนิ่ง ดังนั้นดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของญี่ปุ่น ฮ่องกง และสิงคโปร์มี Cointegration หรือมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวกับดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทย

4.3 ผลการทดสอบ error correction mechanism (ECM)

เมื่อทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวพบว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวแล้ว จากนั้นก็จะทำการทดสอบขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรอิสระ และตัวแปรตาม เพื่อให้เข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.3.1 การทดสอบการวิเคราะห์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นกรณีให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ของไทยเป็นตัวแปรตาม

ตารางที่ 4.13 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (P-value)**	**Durbin-Watson stat**	**Akaike info Criterion**	**Schwarz Criterion**
D(TFEXFU)	C	-0.0010 (0.4935)	1.849	-5.9170	-5.8170
	D(HSIFU)	0.3674 (0.0135)			
	e_{t-1}	-0.1438 (0.0110)			

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในฮ่องกงนั้นมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในทิศทางเดียวกัน ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.1438 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในฮ่องกงในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยจากดัชนีในฮ่องกงจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด -0.1438 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของฮ่องกงเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.1438

ตารางที่ 4.14 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	0.395159	Probability	0.531947
Obs*R-squared	0.418360	Probability	0.517756

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.14 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared มีค่าเท่ากับ 0.5177 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.15 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	0.922946	Probability	0.456679
Obs*R-squared	3.767612	Probability	0.438369

ที่มา : จากการคำนวณ

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำลอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.4567 (ตารางที่ 4.15) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

ตารางที่ 4.16 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (P-value)**	**Durbin-Watson stat**	**Akaike info Criterion**	**Schwarz Criterion**
D(TFEXFU)	C	-0.0008 (0.6436)	1.52107	-5.7863	-5.6851
	D(TOPIXFU(-1))	-0.1652 (0.1638)			
	e_{t-1}	-0.0897 (0.1026)			

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในญี่ปุ่นนั้นมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในทิศทางตรงกันข้ามกัน แต่ค่า P-value ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่ามากกว่าขอบเขตการยอมรับที่ 10 % ซึ่งอาจเป็นผลมากจากจำนวนข้อมูลที่เราใช้ศึกษามีจำนวนน้อยไป หรือความไม่สอดคล้องของตัวแปรกับรูปแบบของสมการซึ่งต้องทำการปรับเปลี่ยนรูปแบบของสมการ ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.0897 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในญี่ปุ่นในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยจากดัชนีในญี่ปุ่นจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด -0.0897 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของญี่ปุ่นเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.0897

ตารางที่ 4.17 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	2.153856	Probability	0.147523
Obs*R-squared	2.218878	Probability	0.136332

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.17 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared มีค่าเท่ากับ 0.1363 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.18 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	3.900553	Probability	0.010140
Obs*R-squared	13.35475	Probability	0.010066

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ที่มา : จากการคำนวณ

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำลอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.01 (ตารางที่ 4.18) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

ตารางที่ 4.19 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์แห่งประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (P-value)**	**Durbin-Watson stat**	**Akaike info Criterion**	**Schwarz Criterion**
D(TFEXFU)	C	-0.0009 (0.4746)	2.0000	-6.4012	-6.3009
	D(STFU)	0.7835 (0.0000)			
	e_{t-1}	-0.1373 (0.0179)			

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในสิงคโปร์นั้นมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในทิศทางตรงเดียวกัน ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.1373 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในสิงคโปร์ในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยจากดัชนีในสิงคโปร์จะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด -0.1373 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของสิงคโปร์เพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.1373

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.20 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	0.552084	Probability	0.460630
Obs*R-squared	0.586349	Probability	0.443834

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.20 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared มีค่าเท่ากับ 0.4438 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.21 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม

F-statistic	1.598970	Probability	0.187906
Obs*R-squared	6.248058	Probability	0.181373

ที่มา : จากการคำนวณ

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำลอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.1879 (ตารางที่ 4.21) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

จากตารางที่ 4.13-4.21 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์โดยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชันโดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในต่างประเทศเป็นตัวแปรอิสระและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรตาม ผลการศึกษาพบว่าดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในแทบจะทุกประเทศไม่ว่าจะเป็น ญี่ปุ่น ฮ่องกง สิงคโปร์ ต่างก็มีผลต่อดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทย โดยดัชนีล่วงหน้าที่มีการปรับตัวในระยะสั้นเร็วที่สุดคือ ฮ่องกง ญี่ปุ่น และสิงคโปร์ตามลำดับ และค่าสัมประสิทธิ์ความคลาดเคลื่อนของตัวแปรต้นมีผลต่อตัวแปรตามในช่วงเวลาที่ t-1

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

มีค่าอยู่ในช่วง 0 ถึง -1 ตามทฤษฎีของ Engle and Granger และมีค่าเป็นลบ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นค่าความคลาดเคลื่อนมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวและจะลดลงเรื่อยๆ จากการศึกษาพบว่าหลักทรัพย์ที่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวเร็วที่สุด(speed of adjust) โดยดูจากค่า adjust R^2 คือ ฮ่องกง ญี่ปุ่น และสิงคโปร์ ตามลำดับ และพบว่าแบบจำลอง ECM นั้นไม่มีปัญหา autocorrelation และปัญหา heteroskedasticity

4.3.2 การทดสอบการวิเคราะห์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นกรณีให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ของไทยเป็นตัวแปรอิสระ

ตารางที่ 4.22 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

Dependent Variables	Independent Variables	Coefficient (P-value)	Durbin-Watson stat	Akaike info Criterion	Schwarz Criterion
D(HSI)	C	0.0012 (0.3626)	2.0753	-6.2913	-6.1910
	D(TFEXFU)	0.2434 (0.0148)			
	e_{t-1}	-0.0678 (0.0977)			

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยนั้นมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในฮ่องกงในทิศทางเดียวกัน ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.0678 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในฮ่องกงจากดัชนีในไทยจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วย

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ขนาด -0.0678 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของไทยเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.0678

ตารางที่ 4.23 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	0.914853	Probability	0.342668
Obs*R-squared	0.961188	Probability	0.326888

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.23 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared มีค่าเท่ากับ 0.3427 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.24 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในฮ่องกงเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	2.107395	Probability	0.091206
Obs*R-squared	8.000839	Probability	0.091547

ที่มา : จากการคำนวณ

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำสอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.0912 (ตารางที่ 4.24) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.25 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (P-value)**	**Durbin-Watson stat**	**Akaike info Criterion**	**Schwarz Criterion**
D(TOPIXFU)	C	0.0000 (0.9976)	1.5670	-5.7022	-5.5984
	D(TFEXFU(-4))	-0.0355 (0.7872)			
	e_{t-1}	-0.1980 (0.0068)			

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยนั้นมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในญี่ปุ่นในทิศทางตรงกันข้าม ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.1980 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในญี่ปุ่นจากดัชนีในไทยจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด -0.1980 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของไทยเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.1980

ตารางที่ 4.26 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	1.263908	Probability	0.265466
Obs*R-squared	1.321291	Probability	0.250360

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากตาราง 4.26 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared มีค่าเท่ากับ 0.2504 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.27 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในญี่ปุ่นเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	1.020373	Probability	0.404475
Obs*R-squared	4.141878	Probability	0.387145

ที่มา : จากการคำนวณ

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำลอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.4045 (ตารางที่ 4.27) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

ตารางที่ 4.28 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ด้วยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน โดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์แห่งประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (P-value)**	**Durbin-Watson stat**	**Akaike info Criterion**	**Schwarz Criterion**
D(STFU)	C	0.0006 (0.5350)	2.2985	-6.7752	-6.6749
	D(TFEXFU)	0.5651 (0.000)			
	e_{t-1}	-0.1412 (0.0537)			

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากตารางแสดงให้เห็นว่าการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยนั้น มีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในสิงคโปร์ในทิศทางเดียวกัน ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าความคลาดเคลื่อนมีค่าเป็นลบ เท่ากับ -0.1412 ซึ่งสอดคล้องกับทฤษฎีที่ว่าค่าความคลาดเคลื่อนในการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวจะต้องลดลงเรื่อยๆ และมีนัยสำคัญทางสถิติ สามารถอธิบายได้ว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในไทยในระยะยาวออกนอกจุดดุลยภาพแล้ว การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในสิงคโปร์จากดัชนีในไทยจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด -0.1412 หรือค่าสัมประสิทธิ์ความเร็วของการปรับตัว (speed of adjustment) ของดัชนีล่วงหน้าของไทยเพื่อเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวมีค่าเท่ากับ -0.1412

ตารางที่ 4.29 ผลการทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	2.138084	Probability	0.148814
Obs*R-squared	2.201135	Probability	0.137909

ที่มา : จากการคำนวณ

จากตาราง 4.29 เมื่อนำมาทดสอบ autocorrelation ด้วยวิธี Breusch-Godfrey serial correlation LM test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา autocorrelation เมื่อพิจารณาค่า probability ของ obs*R-squared ,ค่าเท่ากับ 0.1379 จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation

ตารางที่ 4.30 ผลการทดสอบ Heteroskedasticity กรณีดัชนีล่วงหน้าของตลาดในสิงคโปร์เป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ

F-statistic	0.758850	Probability	0.556177
Obs*R-squared	3.130002	Probability	0.536310

ที่มา : จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ในแบบจำลองนั้นอาจเกิดปัญหา heteroskedasticity หรือไม่ก็ได้ โดยปกติแล้วในการสร้างแบบจำลอง ECM นั้นมักจะไม่เกิดปัญหานี้ แต่เพื่อความถูกต้องของการประมาณค่าแบบจำลอง จึงจำเป็นต้องทดสอบปัญหา heteroskedasticity ด้วยวิธี white heteroskedasticity test จากสมมุติฐานหลัก H_0 ไม่มีปัญหา homoscedasticity เมื่อพิจารณาค่า probability ของ F-statistic ค่าเท่ากับ 0.5562 (ตารางที่ 4.30) จึงยอมรับสมมุติฐานหลัก ดังนั้นจึงสามารถสรุปได้ว่าแบบจำลองนี้ไม่มีปัญหา heteroskedasticity

จากตารางที่ 4.24-4.30 ผลการประมาณค่าสัมประสิทธิ์โดยแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชันโดยให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดในต่างประเทศเป็นตัวแปรตามและให้ดัชนีล่วงหน้าของตลาดอนุพันธ์ในประเทศไทยเป็นตัวแปรอิสระ ผลการศึกษาพบว่าดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของประเทศไทยต่างก็มีผลต่อดัชนีล่วงหน้าในตลาดอนุพันธ์ของ ญี่ปุ่น ฮ่องกง สิงคโปร์ โดยดัชนีล่วงหน้าที่มีการปรับตัวในระยะสั้นเร็วที่สุดคือ ฮ่องกง สิงคโปร์ และญี่ปุ่นตามลำดับ และค่าสัมประสิทธิ์ความคลาดเคลื่อนของตัวแปรต้นมีผลต่อตัวแปรตามในช่วงเวลาที่ t-1 มีค่าอยู่ในช่วง 0 ถึง -1 ตามทฤษฎีของ Engle and Granger และมีค่าเป็นลบ อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ ดังนั้นค่าความคลาดเคลื่อนมีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวและจะลดลงเรื่อยๆ จากการศึกษาพบว่าหลักทรัพย์ที่มีการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพในระยะยาวเร็วที่สุด(speed of adjust) โดยดูจากค่า adjust R^2 คือ สิงคโปร์ ญี่ปุ่น และฮ่องกง ตามลำดับ และพบว่าแบบจำลอง ECM ในกรณีนี้ไม่มีปัญหา autocorrelation และปัญหา heteroskedasticity

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved