บทที่ 4

ผลการศึกษา

ผลการศึกษานี้ มีทิศทางและความสัมพันธ์ระหว่าง หนี้สาธารณะกับอัตราเงินเฟ้อ โดยใช้ข้อมูลรายเดือน ตั้งแต่ เดือน มกราคม 2543 – เมษายน 2551 รวม 100 เดือน แบ่งเป็น 4 ส่วนคือ

ส่วนแรก การทดสอบความนิ่งของหนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อ ของประเทศไทย โดยการทดสอบยูนิทรูท (unit root)

ส่วนที่สอง การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (cointegration)

ส่วนที่สาม การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (error - correction model : ECM)

ส่วนที่สี่ การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลกัน (Granger causality test) ของหนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อ

การศึกษาครั้งนี้นั้นได้อาศัยแบบจำลอง ดังนี้

$$\ln(D_t) = B_0 + B_1 \ln(CPI_t) + E_t \quad (4.1)$$

$$\ln(CPI_t) = b_0 + b_1 \ln(D_t) + e_t \quad (4.2)$$

โดยที่

$\ln(D_t)$ = หนี้สาธารณะ

$\ln(CPI_t)$ = อัตราเงินเฟ้อ

E_t, e_t = ค่าความคลาดเคลื่อน

B_0, B_1, b_0, b_1 = ค่าพารามิเตอร์

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.1 การทดสอบความนิ่งของหนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อ โดยการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root)

ในการทดสอบยูนิทรูท ของข้อมูลเพื่อตรวจสอบว่าข้อมูลที่จะนำมาใช้มีลักษณะนิ่งหรือไม่ เพื่อหลีกเลี่ยงข้อมูลที่มีค่าเฉลี่ย (mean) และความแปรปรวน (variances) ที่ไม่คงที่ในแต่ละช่วงเวลาที่แตกต่างกัน โดยทำการทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF) เริ่มต้นการทดสอบข้อมูลที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ที่ระดับ level with trend and intercept, level with intercept และ level without trend and intercept ตามลำดับ แล้วทำการเปรียบเทียบค่าสถิติ ADF กับค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ของแบบจำลอง ถ้าหากค่าสถิติ ADF มีค่ามากกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้น มีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) ซึ่งแก้ไขโดยการทำ differencing ลำดับที่ 1 หรือ ลำดับต่อๆ ไปจนกว่าข้อมูลอนุกรมเวลานั้นมีจะลักษณะนิ่ง (stationary) และเมื่อทำตัวแปรให้อยู่ในรูปของลอกการิทึม (Logarithm) แล้วนำมาทดสอบด้วยวิธี Augmented Dickey-Fuller test (ADF) ซึ่งผลการทดสอบยูนิทรูทได้ผลดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.1 ผลการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) ของข้อมูลหนี้สาธารณะ ณ ระดับ Order of Integration เท่ากับ 0 หรือ I(0)

I(d)	Lag	With Trend and Intercept			With Intercept			Without Trend and Intercept	
		ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	1% Critical Value
I(0)	0	-1.892 (1.892)	-4.053	0.100	-1.178 (1.961)	-3.498	0.207	3.575 (1.951)	-2.589
	1	-2.019 (1.999)	-4.054	0.081	-1.312 (2.001)	-3.498	0.165	3.307 (1.998)	-2.589
	2	-1.825 (2.012)	-4.055	0.130	-1.474 (2.021)	-3.499	0.119	3.544 (2.014)	-2.589
	3	-1.705 (1.989)	-4.056	0.165	-1.504 (1.986)	-3.500	0.112	3.480 (1.988)	-2.589
	4	-1.844 (1.990)	-4.058	0.119	-1.370 (1.983)	-3.501	0.148	2.930 (1.988)	-2.590

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ ( ) คือ Durbin-Watson Statistic

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ผลการทดสอบข้อมูลหนี้สาธารณะของประเทศไทย ดังตาราง 4.1 พบว่า ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) และค่า ADF Test Statistic ของ แบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without trend and intercept), แบบจำลองที่มีจุดตัด(with intercept) และแบบจำลองที่มีจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (with trend and intercept) เมื่อเทียบกับตาราง ค่าวิกฤต (critical value) ของ MacKinnon พบว่าค่า ADF Test at level ของทั้ง 3 แบบจำลองมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon จึงยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 นั่นคือที่ระดับ I(0) ข้อมูลอนุกรมเวลามียูนิทรูท (unit root) ทั้งนี้เพื่อให้ได้แบบจำลองที่ถูกต้องและเหมาะสมกับการทดสอบ จึงต้องนำข้อมูลทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น คือที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) คือ ที่ระดับ ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่มีจุดตัดและแนวโน้มของเวลา(first difference with trend and intercept), ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่มีจุดตัด(first difference with intercept) และ ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา(first difference without trend and intercept) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังตารางที่ 4.2

ตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) ของข้อมูลหนี้สาธารณะ ณ ระดับ Order of Integration เท่ากับ 1 หรือ I(1)

I(d)	Lag	With Trend and Intercept			With Intercept			Without Trend and Intercept	
		ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	1% Critical Value
I(1)	0	-9.646* (2.002)	-4.054	0.384	-9.619* (1.999)	-3.498	0.0012	-8.578* (1.995)	-2.589
	1	-7.819* (2.021)	-4.055	0.280	-7.737* (2.015)	-3.499	0.0005	-6.461* (1.992)	-2.589
	2	-6.502* (1.986)	-4.056	0.255	-6.390* (1.987)	-3.500	0.0006	-5.025* (2.020)	-2.589
	3	-4.929* (1.984)	-4.058	0.330	-4.833* (1.987)	-3.501	0.0037	-3.654* (2.015)	-2.589
	4	-4.577* (2.004)	-4.059	0.272	-4.436* (1.999)	-3.501	0.0041	-3.182* (1.984)	-2.589

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * หมายถึง มีนัยสำคัญที่ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บ ( ) คือ Durbin-Watson Statistic

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

จากตารางที่ 4.2 ผลการทดสอบพบว่าค่า ADF test ของ first difference with trend and intercept, first difference with intercept และ first difference without trend and intercept ณ ช่วงเวลา 0, 1, 2 ,3 และ 4 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ค่าสถิติ ADF มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary)

จากนั้นทำการพิจารณาค่า probability ของ time trend ที่ระดับ first difference with trend and intercept และค่า probability ของ constant ที่ระดับ first difference with intercept ณ ช่วงเวลา 0, 1, 2 ,3 และ 4 พบว่ามีค่า probability มากกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลไม่มี time trend และ constant

ดังนั้น ข้อมูลหนี้สาธารณะ มีลักษณะนิ่ง (stationary) ที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ที่ระดับ first difference without trend and intercept ณ ช่วงเวลา 0

ตารางที่ 4.3 ผลการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) ของข้อมูลอัตราเงินเฟ้อ ณ ระดับ Order of Integration เท่ากับ 0 หรือ I(0)

I(d)	Lag	With Trend and Intercept			With Intercept			Without Trend and Intercept	
		ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Time Trend	ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	1% Critical Value
I(0)	0	-0.585 (1.342)	-4.053	0.206	2.566 (1.357)	-3.498	0.015	5.586 (1.258)	-2.588
	1	-1.113 (1.818)	-4.054	0.099	1.912 (1.819)	-3.498	0.066	3.375 (1.811)	-2.588
	2	-0.893 (1.875)	-4.055	0.147	2.014 (1.893)	-3.499	0.053	3.487 (1.871)	-2.589
	3	-0.787 (1.866)	-4.056	0.194	1.837 (1.884)	-3.499	0.078	3.217 (1.861)	-2.589
	4	-0.665 (1.886)	-4.057	0.204	2.185 (1.896)	-3.500	0.0367	3.507 (1.861)	-2.589

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : ตัวเลขในวงเล็บ ( ) คือ Durbin-Watson Statistic

ผลการทดสอบข้อมูลอัตราเงินเฟ้อของประเทศไทย ดังตาราง 4.3 พบว่า ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) และค่า ADF Test Statistic ของ แบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (without trend and intercept), แบบจำลองที่มีจุดตัด(with intercept) และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แบบจำลองที่มีจุดตัดและแนวโน้มของเวลา (with trend and intercept) เมื่อเทียบกับตาราง ค่าวิกฤต (critical value) ของ MacKinnon พบว่าค่า ADF test at level ของทั้ง 3 แบบจำลองมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตของ MacKinnon จึงยอมรับสมมติฐานหลัก แสดงว่าข้อมูลอนุกรมเวลามีลักษณะไม่นิ่ง (non-stationary) อย่างมีนัยสำคัญที่ 0.01 นั่นคือที่ระดับ I(0) ข้อมูลอนุกรมเวลามียูนิทรูท (unit Root) ทั้งนี้เพื่อให้ได้แบบจำลองที่ถูกต้องและเหมาะสมกับการทดสอบ จึงต้องนำข้อมูลทดสอบที่ order of integration ที่สูงขึ้น คือที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) คือ ที่ระดับ ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่มีจุดตัดและแนวโน้มของเวลา(first difference with trend and intercept), ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่มีจุดตัด(first difference with intercept) และ ผลต่างลำดับที่ 1 ของแบบจำลองที่ปราศจากจุดตัดและแนวโน้มของเวลา(first difference without trend and intercept) ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ดังตารางที่ 4.4

ตารางที่ 4.4 ผลการทดสอบยูนิทรูท (Unit Root) ของข้อมูลอัตราเงินเฟ้อ ณ ระดับ Order of Integration เท่ากับ 1 หรือ I(1)

I(d)	Lag	With Trend and Intercept			With Intercept			Without Trend and Intercept	
		ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Trend	ADF Statistic	1% Critical Value	Prob. Constant	ADF Statistic	1% Critical Value
I(1)	0	-6.751* (1.820)	-4.054	0.0242	-6.258* (1.820)	-3.498	0.0012	-5.044* (1.902)	-2.589
	1	-6.063* (1.889)	-4.055	0.0216	-5.501* (1.870)	-3.499	0.0008	-4.080* (1.894)	-2.589
	2	-4.896* (1.879)	-4.056	0.0364	-4.361* (1.861)	-3.500	0.0020	-2.898* (1.871)	-2.589
	3	-5.211* (1.894)	-4.058	0.0159	-4.515* (1.860)	-3.501	0.0008	-2.786* (1.881)	-2.590
	4	-4.371* (1.898)	-4.059	0.0187	-3.626* (1.893)	-3.501	0.0035	-2.017 (1.965)	-2.590

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : * หมายถึง มีนัยสำคัญที่ 0.01 และตัวเลขในวงเล็บ ( ) คือ Durbin-Watson Statistic

จากตารางที่ 4.4 ผลการทดสอบพบว่าค่า ADF test ของ first difference with trend and intercept, first difference with intercept และ first difference without trend and intercept ณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ช่วงเวลา 0, 1, 2 ,3 และ 4 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 ค่าสถิติ ADF มีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤติ MacKinnon ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary)

จากนั้นทำการพิจารณาค่า probability ของ time trend ที่ระดับ first difference with trend and intercept และค่า probability ของ constant ที่ระดับ first difference with intercept ณ ช่วงเวลา 0, 1, 2 ,3 และ 4 พบว่ามีค่า probability มากกว่าค่าวิกฤต ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลไม่มี time trend และ constant

ดังนั้น ข้อมูลอัตราอัตราเงินเฟ้อ มีลักษณะนิ่ง (Stationary) ที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ที่ระดับ first difference without trend and intercept ณ ช่วงเวลา 0

4.2 การวิเคราะห์ความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว (Cointegration Test)

การทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาวของข้อมูลอนุกรมเวลา ตามกระบวนการ cointegration และ error correction mechanism ซึ่งเทคนิคสามารถใช้วิเคราะห์ข้อมูลอนุกรมเวลาที่มีลักษณะไม่นิ่งได้โดยไม่เกิดปัญหาความสัมพันธ์ไม่แท้จริง ซึ่งการศึกษาจะใช้วิธีของ Engle and Granger วิธีการทดสอบของ Engle and Granger นั้นเป็นการทดสอบลักษณะ non-stationary process ของตัวแปร โดยวิธี ADF test มีขั้นตอนคือ นำเอาส่วนที่เหลือ (residuals : e_t) จากสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) ที่กำหนดให้หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรอิสระ และอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม และอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรอิสระ และ หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม มาทดสอบดูค่าความคลาดเคลื่อนว่ามีคุณสมบัติของความเป็น stationary หรือไม่ โดยอาศัยการทดสอบด้วย unit root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ที่ระดับ level without trend and intercept ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05 ถ้าพบว่า ข้อมูลมีลักษณะนิ่ง (stationary) สามารถอธิบายได้ว่า ตัวแปรทั้งสองมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว ซึ่งสมการที่ใช้ทดสอบคือ

$$\Delta\hat{e}_t = \gamma\hat{e}_{t-1} + v_t \quad (4.3)$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดยที่

$\hat{e}_t$, $\hat{e}_{t-1}$ คือ ค่า residual ณ เวลา t และ t-1 ที่นำมาหาสมการถดถอยใหม่

γ คือ ค่าพารามิเตอร์

v_t คือ ข้อมูลอนุกรมเวลาของตัวแปรสุ่ม

สมมติฐานที่ใช้ในการทดสอบ Cointegration ดังนี้

$H_0 : \gamma = 0$ (ไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว)

$H_1 : \gamma < 0$ (มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว)

โดยถ้าค่าของความคลาดเคลื่อนมีคุณสมบัติเป็น stationary หรือ I(0) จะสามารถสรุปได้ว่าหนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อมีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว แต่ถ้าค่าความคลาดเคลื่อนมีคุณสมบัติเป็น non-stationary หรือ I(1) สามารถสรุปได้ว่าหนี้สาธารณะและอัตราเงินเฟ้อไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพระยะยาว

การทดสอบความสัมพันธ์ของดุลยภาพในระยะยาว ตามวิธีการของ Engle and Granger โดยการประมาณค่าสมการถดถอยด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (OLS) และทำการทดสอบค่าความคลาดเคลื่อนจากสมการที่ประมาณได้ว่ามีลักษณะนิ่ง (stationary) หรือไม่ โดยอาศัยการทดสอบด้วย Unit Root โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ที่ระดับ level without trend and intercept ที่ระดับนัยสำคัญ 0.01 ได้ผลดัง ตารางที่ 4.5

ตารางที่ 4.5 ผลการทดสอบ Cointegration และ Unit root ของค่าความคลาดเคลื่อน

Dependent Variables	Independent Variables	Coefficient (Standard Error)	t-statistic (Prob.)	$\overline{R}^2$	ADF ของค่าความคลาดเคลื่อน		1% Critical Value	
					I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Debt	Constant	-7.853 (1.062)	-7.393 (0.000)	0.811	-1.314	-8.729*	-2.589	-2.589
	CPI	4.695 (0.228)	20.611 (0.000)					
CPI	Constant	2.233 (0.118)	18.938 (0.000)	0.811	-0.191	-8.357*	-2.589	-2.589
	Debt	0.173 (0.008)	20.611 (0.000)					

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ : 1. * มีระดับนัยสำคัญทางสถิติ ที่ 0.01

2. Debt คือค่า natural logarithm ของหนี้สาธารณะ

3. CPI คือค่า natural logarithm ของอัตราเงินเฟ้อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

4.2.1 กรณีอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรอิสระและหนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม

ผลการทดสอบความนิ่งของค่าความคลาดเคลื่อน โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ที่ระดับ level without trend and intercept พบว่าค่าสถิติ ADF เท่ากับ -1.314 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตซึ่งเท่ากับ -2.589 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง และได้ทำการทดสอบความนิ่งของค่าความคลาดเคลื่อน โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ที่ระดับ level without trend and intercept พบว่าค่าสถิติ ADF เท่ากับ -8.729 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตซึ่งเท่ากับ -2.589 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1)

ดังนั้น สามารถสรุปได้ว่ากรณีที่อัตราเงินเฟ้อแปรอิสระและหนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม ตัวแปรทั้งสองไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

4.2.2 กรณี หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรอิสระและอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม

ผลการทดสอบความนิ่งของค่าความคลาดเคลื่อน โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 0 หรือ I(0) ที่ระดับ level without trend and intercept พบว่าค่าสถิติ ADF เท่ากับ -0.191 ซึ่งมีค่ามากกว่าค่าวิกฤตซึ่งเท่ากับ -2.589 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะไม่นิ่ง และได้ทำการทดสอบความนิ่งของค่าความคลาดเคลื่อน โดยวิธี Augmented Dickey-Fuller (ADF) ที่ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1) ที่ระดับ level without trend and intercept พบว่าค่าสถิติ ADF เท่ากับ -8.357 ซึ่งมีค่าน้อยกว่าค่าวิกฤตซึ่งเท่ากับ -2.589 ณ ระดับนัยสำคัญ 0.01 จึงยอมรับสมมติฐานว่าง แสดงว่าข้อมูลมีลักษณะนิ่ง ที่ระดับ order of integration เท่ากับ 1 หรือ I(1)

ดังนั้น สามารถสรุปได้ว่ากรณีที่หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรอิสระและอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม ตัวแปรทั้งสองไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว

4.3 ผลการทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะสั้น ตามแบบจำลองเอเรอร์คอเรคชัน (Error Correction Mechanism)

เมื่อทดสอบความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาวแล้วพบว่าตัวแปรที่นำมาทดสอบไม่มีความสัมพันธ์เชิงดุลยภาพในระยะยาว จากนั้นก็จะทำการทดสอบถึงกระบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปรอิสระ ดังตาราง

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.6 ผลการทดสอบการวิเคราะห์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นตามแบบจำลอง ECM กรณีอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรอิสระ และ หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (Standard Error)**	**t-Statistic (Prob.)**	$\overline{R}^2$	**F-Statistic (Prob.)**
d(lnDebt)	Constant	0.0118 (0.0039)	2.997 (0.0035)	0.0357	2.794 (0.066)
	d(lnCPI)	1.578 (0.7856)	2.009 (0.0473)		
	$d(lnCPI)_{(t-1)}$	-1.548 (0.8414)	-1.840 (0.0689)		
D.W = 2.013 ; **AIC**= -4.009					

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ :
1. d(lnDebt) คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของหนี้สาธารณะ
2. d(lnCPI) คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของอัตราเงินเฟ้อ
3. $d(lnCPI)_{(t-1)}$ คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของอัตราเงินเฟ้อที่มีช่วงเวลา (lag) 1 ช่วงเวลา

กรณีที่ อัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรอิสระ และหนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม สามารถเขียนสมการการปรับตัวในระยะสั้นที่ใช้ทดสอบได้ดังนี้

$$d(lnDebt)_t = C + b_1\, d(lnCPI)_t + b_2\, d(lnCPI)_{(t-1)} \qquad (4.4)$$

จากผลการทดสอบสามารถแสดงเป็นสมการการปรับตัวในระยะสั้นได้คือ

$$d(lnDebt)_t = 0.0118 + 1.578\, d(lnCPI)_t - 1.548\, d(lnCPI)_{(t-1)} \qquad (4.5)$$

จากตารางที่ 4.6 สามารถอธิบายได้ว่าการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของหนี้สาธารณะในทิศทางเดียวกัน ขณะเดียวกันก็สามารถยอมรับสมมติฐานที่ว่าตัวแปรอิสระสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ เนื่องจากค่า F-Statistic ที่คำนวณได้ (2.794) มีค่ามากกว่าค่า probability ของ F-Statistic วิกฤต (0.066)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

เมื่อพิจารณาความน่าจะเป็นของอัตราเงินเฟ้อซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0473 สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่ากรณีที่อัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรอิสระและหนี้สาธารณะเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองจะมีการปรับตัวในระยะสั้น

ตารางที่ 4.7 ผลการทดสอบการวิเคราะห์เชิงดุลยภาพในระยะสั้นตามแบบจำลอง ECM กรณีเป็นตัวหนี้สาธารณะแปรอิสระ และ อัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม

Dependent Variables	**Independent Variables**	**Coefficient (Standard Error)**	**t-Statistic (Prob.)**	$\overline{R}^2$	**F-Statistic (Prob.)**
d(lnCPI)	Constant	0.0012 (0.0005)	2.440 (0.0165)	0.128	8.111 (0.0006)
	d(lnDebt)	0.0258 (0.0129)	2.009 (0.0473)		
	$d(lnCPI)_{(t-1)}$	0.380 (0.1023)	3.713 (0.0003)		
D.W = 1.867 ; **AIC**= -8.122					

ที่มา : จากการคำนวณ

หมายเหตุ :
1. d(lnDebt) คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของหนี้สาธารณะ
2. d(lnCPI) คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของอัตราเงินเฟ้อ
3. $d(lnCPI)_{(t-1)}$ คือ ผลต่างของค่า natural logarithm ของอัตราเงินเฟ้อที่มีช่วงเวลา (lag) 1 ช่วงเวลา

กรณีที่หนี้สาธารณะ เป็นตัวแปรอิสระ และอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม สามารถเขียนสมการการปรับตัวในระยะสั้นที่ใช้ทดสอบได้ดังนี้

$$d(lnCPI)_t = C + b_1\, d(lnDebt)_t + b_2\, d(lnCPI)_{(t-1)} \quad (4.6)$$

จากผลการทดสอบสามารถแสดงเป็นสมการการปรับตัวในระยะสั้นได้คือ

$$d(lnCPI)_t = 0.0012 + 0.0259\, d(lnDebt)_t + 0.380\, d(lnCPI)_{(t-1)} \quad (4.7)$$

จากตารางที่ 4.7 สามารถอธิบายได้ว่าการเปลี่ยนแปลงของหนี้สาธารณะมีผลต่อการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อในทิศทางเดียวกัน ขณะเดียวกันก็สามารถยอมรับสมมติฐานที่ว่าตัว

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

แปรอิสระสามารถอธิบายตัวแปรตามได้ เนื่องจากค่า F-Statistic ที่คำนวณได้ (8.111) มีค่ามากกว่าค่า probability ของ F-Statistic วิกฤต (0.0006)

เมื่อพิจารณาความน่าจะเป็นของหนี้สาธารณะซึ่งมีค่าเท่ากับ 0.0473 สามารถปฏิเสธสมมติฐานหลักได้ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 แสดงว่ากรณีที่หนี้สาธารณะเป็นตัวแปรอิสระและอัตราเงินเฟ้อเป็นตัวแปรตาม แบบจำลองจะมีการปรับตัวในระยะสั้น

4.4 ผลการทดสอบสมมติฐานเชิงเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality Test)

เมื่อทดสอบหาความสัมพันธ์ของตัวแปรทั้งในระยะยาวและระยะสั้นแล้ว จะนำข้อมูลมาทดสอบว่าตัวแปรใดที่เป็นเหตุ หรือตัวแปรใดที่เป็นผล หรือตัวแปรทั้งสองเป็นตัวกำหนดซึ่งกันและกัน นั่นคือ ตัวแปรมีความสัมพันธ์กันทั้งสองทิศทาง

โดยการทดสอบการเป็นเหตุเป็นผล เป็นการทดสอบว่าข้อมูลตัวแปรที่เป็นอนุกรมเวลา ถ้าหากเกิดการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรใดตัวแปรหนึ่ง อาจเป็นสาเหตุของการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอีกตัวแปรหนึ่ง หรือตัวแปรทั้งสองตัวที่นำมาศึกษาก็อาจเป็นตัวแปรที่กำหนดซึ่งกันและกันก็เป็นไปได้ ถ้าการเปลี่ยนแปลงของอัตราเงินเฟ้อเป็นต้นเหตุของการเปลี่ยนแปลงอัตราเงินเฟ้อ เงื่อนไข 2 ประการที่เกิดขึ้นคือ

ประการที่ 1 หนี้สาธารณะควรจะช่วยในการทำนายอัตราเงินเฟ้อ นั่นคือ ในการถดถอยของอัตราเงินเฟ้อและค่าที่ผ่านมาของหนี้สาธารณะซึ่งทำหน้าที่เป็นตัวแปรอิสระควรมีส่วนช่วยในการเพิ่มอำนาจในการอธิบาย (explanatory power) ของสมการถดถอยอย่างมีนัยสำคัญ

ประการที่ 2 อัตราเงินเฟ้อไม่ควรมีส่วนช่วยในการทำนายหนี้สาธารณะ เหตุผลคือ ถ้าหนี้สาธารณะช่วยทำนายอัตราเงินเฟ้อและอัตราเงินเฟ้อช่วยทำนายหนี้สาธารณะ ก็ น่าจะมีตัวแปรอื่นที่เป็นสาเหตุให้เกิดการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรทั้งสอง

การทำ Granger causality นั้นจะเริ่มจากหาช่วงเวลาที่เหมาะสมด้วยวิธี Akike Information Criterion (AIC) และ Schwarz Criterion (SC) ได้ผลดังต่อไปนี้

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 4.8 เลือกช่วงเวลาที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบเป็นเหตุเป็นผล

Lag	Akike Information Criterion (AIC)	Schwarz Criterion (SC)
0	-11.96641	-11.91230*
1	-12.03711	-11.87477
2	-12.04176*	-11.77119
3	-11.96628	-11.58749
4	-11.94735	-11.46033
5	-11.88640	-11.29116

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: * ให้ค่าต่ำสุด

พิจารณาค่า Akike Information Criterion (AIC) และ Schwarz Criterion (SC) จากตาราง จะเห็นว่าให้ค่าช่วงเวลาต่างกันแต่ช่วงเวลาที่เหมาะสมที่สุดเท่ากับช่วงเวลาที่ 2 (lag 2)เนื่องจากให้ค่า AIC น้อยที่สุด คือ -12.04176

การทดสอบความเป็นเหตุเป็นผลระหว่างหนี้สาธารณะกับอัตราเงินเฟ้อ ได้ผลดังต่อไปนี้

ตารางที่ 4.9 ผลการทดสอบความเป็นเหตุเป็นผล (Granger Causality)

lag	Null Hypothesis:	F-Statistic	Probability
2	อัตราเงินเฟ้อไม่เป็นสาเหตุของหนี้สาธารณะ	0.67164	0.51333
	หนี้สาธารณะไม่เป็นสาเหตุของอัตราเงินเฟ้อ	1.07613	0.34512

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 4.9 การทดสอบความสัมพันธ์ที่เป็นเหตุเป็นผล โดยทำการทดสอบสมมติฐานสองทาง ดังนี้

การทดสอบว่าอัตราเงินเฟ้อไม่เป็นสาเหตุของหนี้สาธารณะ พบว่ายอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า อัตราเงินเฟ้อไม่เป็นสาเหตุของหนี้สาธารณะ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นหมายความว่า อัตราเงินเฟ้อไม่เป็นสาเหตุของหนี้สาธารณะ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ส่วนการทดสอบว่าหนี้สาธารณะไม่เป็นสาเหตุของอัตราเงินเฟ้อ พบว่ายอมรับสมมติฐานหลักที่ว่า หนี้สาธารณะไม่เป็นสาเหตุของอัตราเงินเฟ้อ ณ ระดับนัยสำคัญ 0.05 นั่นหมายความว่า หนี้สาธารณะไม่เป็นสาเหตุของอัตราเงินเฟ้อ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved