บทที่ 6

ผลการศึกษา

บทนี้นำเสนอผลการศึกษาซึ่งแบ่งวิธีการศึกษาออกเป็น 2 ส่วนได้แก่ ส่วนที่หนึ่ง ประมาณค่าแบบจำลองด้วยวิธี Cointegration and Error Correction Model เพื่อทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว และการปรับตัวในระยะสั้น ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายปี เริ่มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2513 – 2544 ส่วนที่สอง ประมาณค่าแบบจำลองด้วยแบบจำลอง Euler Equation ซึ่งเป็นสมการที่ไม่เชิงเส้นด้วยวิธี The Generalized Method of Moments โดยใช้ข้อมูลที่ใช้เป็นข้อมูลรายปี เริ่มตั้งแต่ปี พ.ศ. 2503 – 2544 มีรายละเอียดดังนี้

6.1 ที่มาของตัวแปรที่ใช้ในการศึกษา

ในการศึกษาที่นี้พฤติกรรมการบริโภคภาคเอกชนได้กำหนดให้การบริโภคขึ้นอยู่กับปัจจัยต่างๆ ดังนี้

1. รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (Y) จากทฤษฎีการบริโภคที่กล่าวว่ารายได้เป็นปัจจัยกำหนดการบริโภค กล่าวคือ เมื่อผู้บริโภคมีรายได้เพิ่มขึ้นจะทำให้สามารถบริโภคเพิ่มขึ้น และในทางตรงกันข้ามถ้าผู้บริโภคมีรายได้ลดลงจะทำให้บริโภคลดลงด้วย ดังงานวิจัยของ ขวัญกลม กลิ่นศรีสุข (2526) จารุณี เกื้อมณี (2537) พิพัฒน์ นวเธียร (2541) พิมลพรรณ สุระวาศรี (2544) June Nualtaranee (1992) Wanchai Kukangwan (1996) Gordon (1996) และ Girardin et al. (2000)
2. อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (R) จากทฤษฎีปริมาณเงินจะพบว่า ปริมาณเงินที่หมุนเวียนในระบบเศรษฐกิจ ระดับราคา มีความสัมพันธ์กับค่าใช้จ่ายในการบริโภคโดยตรง กล่าวคือถ้าปริมาณเงินที่หมุนเวียนในระบบเศรษฐกิจ และระดับราคาเพิ่มขึ้นจะทำให้มีการใช้จ่ายในการบริโภคเพิ่มขึ้น และถ้าปริมาณเงินที่หมุนเวียนในระบบเศรษฐกิจ และระดับราคาลดลงจะทำให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคลดลงตามไปด้วย นอกจากนั้นแล้ว อัตราดอกเบี้ยจะมีความสัมพันธ์กับค่าใช้จ่ายในการบริโภคในทางตรงกันข้าม กล่าวคือ ถ้าอัตราดอกเบี้ยเพิ่มขึ้นจะทำให้มีการใช้จ่ายในการบริโภคลดลง ในทางตรงกันข้ามถ้าอัตราดอกเบี้ยลดลงจะทำให้การใช้จ่ายในการ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

บริโภคเพิ่มขึ้น ดังงานวิจัยของ จารุณี เกื้อมณี (2537) Warrarat Rungwatthana (1994) Lund et al. (1996) Gordon (1996) และ Girardin et al. (2000)

3. มูลค่าสินทรัพย์ (A) ซึ่งเป็นตัวแปรที่แสดงถึงความมั่งคั่งมักถูกรวมใน Aggregate consumption function เป็นตัวแปรกำหนดการบริโภค ซึ่งจะเห็นตัวแปรความมั่งคั่งในหลายๆ กฎของทฤษฎีรายได้ถาวรของ Friedman (1957) ที่ถูกอธิบายโดยอ้างอิงกับความมั่งคั่ง ซึ่งที่ครัวเรือนจะมีการบริโภคเพื่อรักษาความมั่งคั่งให้เหมือนเดิม ดังงานวิจัยของ Warrarat Rungwatthana (1994) พิพัฒน์ นวเธียร (2541) Wanchai Kukangwan (1996) Gordon (1996) และ Girardin et al. (2000)
4. ระดับราคาสินค้าที่แท้จริง (P) เนื่องจากราคาเป็นปัจจัยในการกำหนดการบริโภค กล่าวคือ เมื่อราคาสินค้าสูงขึ้นจะทำให้ค่าใช้จ่ายในการบริโภคสูงขึ้น และการบริโภคจึงลดลง ดังงานวิจัยของ พิพัฒน์ นวเธียร (2541) และพิมลพรรณ สุระวาศรี (2544)

ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้ทำการปรับข้อมูลทุกตัวเพื่อขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อ และเพื่อให้เห็นปริมาณที่แท้จริง ณ เวลานั้น

6.1.1 แบบจำลองการบริโภค

$$C_t = \theta_0 + \theta_1 Y_t + \theta_2 R_t + \theta_3 P_t + \theta_4 DUM + \varepsilon_t \qquad (6.1)$$

เมื่อ

C_t = การบริโภคที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากการบริโภคภาคเอกชน โดยใช้ข้อมูลการบริโภคภาคเอกชนปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นล้านบาท

Y_t = รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ในคาบที่ t โดยใช้ข้อมูลGDP เป็นตัวขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อออก และให้ปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นล้านบาท

R_t = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากอัตราดอกเบี้ย MLR โดยใช้ข้อมูลเงินเฟ้อ เป็นตัวขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อออก และให้ปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นร้อยละ

P_t = ระดับราคาสินค้าที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากดัชนีราคาผู้บริโภค (ปีฐาน ค.ศ. 1994 =100) หน่วย เป็นร้อยละ

θ_0 = ค่าคงที่

$\theta_1, \theta_2, \theta_3$ และ θ_4 = ค่าสัมประสิทธิ์

DUM = ตัวแปรหุ่น (dummy variables)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

โดย $DUM = 0$; ช่วงก่อนการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (พ.ศ. 2513 – 2532)

$DUM = 1$; ช่วงหลังการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (พ.ศ. 2533 – 2542)

ε_t = ค่าคลาดเคลื่อน ในคาบที่ t

6.1.2 แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้นของการบริโภค

$$\Delta C_t = \theta_0 + \theta_1 \Delta Y_t + \theta_2 \Delta R_t + \theta_3 \Delta P_t + \theta_4 DUM + \theta_5 \varepsilon_{t-1} \qquad (6.2)$$

ΔC_t = การเปลี่ยนแปลงการบริโภคที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากการบริโภคภาคเอกชน โดยใช้ข้อมูลการบริโภคภาคเอกชนปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นล้านบาท

ΔY_t = การเปลี่ยนแปลงรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ในคาบที่ t โดยใช้ข้อมูลGDP เป็นตัวขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อออก และให้ปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นล้านบาท

ΔR_t = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากอัตราดอกเบี้ย MLR โดยใช้ข้อมูลเงินเฟ้อ เป็นตัวขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อออก และให้ปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นร้อยละ

ΔP_t = การเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าที่แท้จริง ในคาบที่ t วัดจากดัชนีราคาผู้บริโภค (ปีฐาน ค.ศ. 1994 =100) หน่วย เป็นร้อยละ

θ_0 = ค่าคงที่

$\theta_1, \theta_2, \theta_3$ และ θ_4 , θ_5 = ค่าสัมประสิทธิ์

DUM = ตัวแปรหุ่น (dummy variables)

โดย $DUM = 0$; ช่วงก่อนการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (พ.ศ. 2513 – 2532)

$DUM = 1$; ช่วงหลังการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (พ.ศ. 2533 – 2542)

ε_t = ค่าคลาดเคลื่อน ในคาบที่ t

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6.1.3 แบบจำลองการบริโภคที่ไม่เชิงเส้น

$$E\left\{\left(\beta\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\gamma}\left(1+r_{t+1}\right)-1\right)z_t\right\}=0 \qquad (6.3)$$

โดยที่

C_{t+1} = การบริโภคที่แท้จริงในคาบที่ $t+1$ วัดจากการบริโภคภาคเอกชน โดยใช้ข้อมูลการบริโภคภาคเอกชนปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นล้านบาท

β = discount factor ; $(0<\beta\leq 1)$

γ = สัมประสิทธิ์ (ค่าคงตัวหรือค่าคงที่) แห่งการหลีกเลี่ยงความเสี่ยงสัมพัทธ์ (relative risk aversion)

r_{t+1} = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง วัดจากอัตราดอกเบี้ยเงินฝากประจำ 3 เดือนน้อยกว่า 6 เดือน โดยใช้ข้อมูลเงินเฟ้อเป็นตัวขจัดอิทธิพลของเงินเฟ้อออก และให้ปี ค.ศ. 1994 เป็นปีฐาน หน่วย เป็นร้อยละ

E_t = ค่าคาดหวัง (expectation operator) ซึ่งขึ้นอยู่กับข้อมูลทั้งหมดที่มีอยู่ ณ เวลา t คาบที่ t

6.2 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภค

จากแบบจำลองการบริโภคที่ได้สร้างขึ้นในขั้นต้น ขั้นต่อไปของการศึกษาคือ ทำการหาดุลยภาพในระยะยาว และการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภค ซึ่งสามารถแสดงผลการศึกษาได้ดังนี้

6.2.1 ผลการทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูล (Stationary)

ผลการทดสอบได้ใช้ unit root test กับ การบริโภคที่แท้จริง(C) รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง(Y) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง(R) มูลค่าสินทรัพย์(A) และระดับราคาสินค้า(P) ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller (ADF)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.1 แสดงผลการทดสอบ ADF test at level พบว่า ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) ในคุณสมบัติความไม่มีเสถียรภาพของข้อมูล หรือ non–stationary at level เพราะค่า $|\tau|$ น้อยกว่าค่าสัมบูรณ์ของ critical value ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1% 5% และ 10% ในทุกกรณี

ดังนั้นต้องทดสอบตัวแปรแต่ละตัวในอันดับของข้อมูล (order of integration) ที่สูงขึ้น คือการทดสอบ ADF test at first difference (ดังตารางที่ 6.2) พบว่า การบริโภคที่แท้จริง(C) รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง(Y) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (R) และระดับราคาสินค้า(P) สามารถปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) ว่า first difference ของตัวแปรแต่ละตัวมีคุณสมบัติ non–stationary เพราะค่า $|\tau|$ มากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤติ ส่วนตัวแปรมูลค่าสินทรัพย์(A) ไม่สามารถปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) ในทุกกรณี

สำหรับการทดสอบ ADF at second difference (ดังตารางที่ 6.3) พบว่าตัวแปรทุกตัวสามารถปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) ว่า second difference ของตัวแปรแต่ละตัวมีคุณสมบัติ non–stationary เพราะค่า $|\tau|$ มากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤติ ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1% 5% และ10 % ในทุกกรณี

สรุปผลการทดสอบ unit root ของตัวแปรในแบบจำลองการบริโภค พบว่า การบริโภคที่แท้จริง(C) อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง (R) และระดับราคาสินค้า(P) มี integration เป็น $I(1)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 5% สำหรับรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง(Y) มี integration เป็น $I(1)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 10% ส่วนมูลค่าสินทรัพย์(A) มี integration เป็น $I(2)$ ที่ระดับนัยสำคัญ 1%

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.1 ผลการทดสอบ Unit Root ที่ระดับ Level

ตัวแปร	Intercept				Trend and Intercept				None			
	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV
C	-0.095782	-3.6661	-2.9627	-2.6200	-2.211606	-4.2949	-3.5670	-3.2169	1.798446	-2.6453	-1.9530	-1.6218
Y	-0.094315	-3.6661	-2.9627	-2.6200	-2.02657	-4.2949	-3.5670	-3.2169	1.830455	-2.6453	-1.9530	-1.6218
R	-2.085983	-3.6661	-2.9627	-2.6200	-2.407444	-4.2949	-3.5670	-3.2169	-1.169842	-2.6453	-1.9530	-1.6218
P	-0.183761	-3.6661	-2.9627	-2.6200	-2.648592	-4.2949	-3.5670	-3.2169	1.767802	-2.6453	-1.9530	-1.6218
A	0.346164	-3.6661	-2.9627	-2.6200	-1.933163	-4.2949	-3.5670	-3.2169	0.965283	-2.6453	-1.9530	-1.6218

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.2 ผลการทดสอบ Unit Root ที่ระดับ 1st difference

ตัวแปร	Intercept				Trend and Intercept				None			
	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV
C	-3.455212	-3.6752	-2.9665	-2.6220	-3.445598	-4.3082	-3.5731	-3.2203	-2.274012	-2.6453	-1.9530	-1.6218
Y	-2.713127	-3.6752	-2.9665	-2.6220	-2.587009	-4.3082	-3.5731	-3.2203	-1.499903	-2.6453	-1.9530	-1.6218
R	-4.192675	-3.6752	-2.9665	-2.6220	-4.150706	-4.3082	-3.5731	-3.2203	-4.253537	-2.6453	-1.9530	-1.6218
P	-3.073517	-3.6752	-2.9665	-2.6220	-2.858514	-4.3082	-3.5731	-3.2203	-1.297663	-2.6453	-1.9530	-1.6218
A	-1.34842	-3.6752	-2.9665	-2.6220	-0.944106	-4.3082	-3.5731	-3.2203	-0.692849	-2.6453	-1.9530	-1.6218

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.3 ผลการทดสอบ Unit Root ที่ระดับ 2nd difference

ตัวแปร	Intercept				Trend and Intercept				None			
	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV	ADF Test Statistic	1% CV	5% CV	10% CV
C	-5.450561	-3.6852	-2.9705	-2.6242	-5.340446	-4.3226	-3.5796	-3.2239	-5.552494	-2.6486	-1.9535	-1.6221
Y	-4.892261	-3.6852	-2.9705	-2.6242	-4.835361	-4.3226	-3.5796	-3.2239	-4.994270	-2.6486	-1.9535	-1.6221
R	-6.602561	-3.6852	-2.9705	-2.6242	-6.44915	-4.3226	-3.5796	-3.2239	-6.718777	-2.6486	-1.9535	-1.6221
P	-4.347196	-3.6852	-2.9705	-2.6242	-4.359031	-4.3226	-3.5796	-3.2239	-4.433707	-2.6486	-1.9535	-1.6221
A	-4.163756	-3.6852	-2.9705	-2.6242	-4.270120	-4.3226	-3.5796	-3.2239	-4.239528	-2.6486	-1.9535	-1.6221

ที่มา: จากการคำนวณ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

หลังจากทดสอบความมีเสถียรภาพของข้อมูลแล้วจะนำตัวแปรมาทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวโดยใช้เทคนิค co – integration test เพื่อทดสอบว่าตัวแปรมีความสัมพันธ์ในระยะยาวหรือไม่

6.2.2 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาว (Cointegration Test)

การพิจารณาถึงความสัมพันธ์ระยะยาวระหว่างตัวแปรในแบบจำลองนั้น ตัวแปรในแบบจำลองการบริโภคที่นำมาทดสอบต้องถูก integrated หรือมีคุณสมบัติความมีเสถียรภาพ (stationary) ในอันดับเดียวกัน ดังนั้นในขั้นตอนนี้จะทำการประมาณค่าในแบบจำลองการบริโภคเพื่อหาความสัมพันธ์กับตัวแปรอื่นที่มี integration เป็น $I(1)$ ซึ่งสามารถแสดงแบบจำลองความสัมพันธ์ระยะยาว (co-integration) ดังนี้

ตารางที่ 6.4 ผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวของแบบจำลองการบริโภค

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Constant	55671.5599	19294.8948	2.8853	0.0076
Y	0.9156	0.0559	16.3716	0.0000
R	-141.3427	3749.1432	-0.0377	0.9702
P	-3341.0447	1040.3702	-3.2114	0.0034
DUM	40231.9606	33836.8045	1.1890	0.2448

R-squared	0.997452	Mean dependent var	1214031.
Adjusted R-squared	0.997074	S.D. dependent var	626729.1
S.E. of regression	33901.57	Akaike info criterion	23.84291
Sum squared resid	3.10E+10	Schwarz criterion	24.07193
Log likelihood	-376.4866	F-statistic	2641.882
Durbin-Watson stat	0.879135	Prob(F-statistic)	0.000000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากการทดสอบด้วยวิธีของ Engle and Granger (1987) ต้องทำการทดสอบค่าความคลาดเคลื่อน (error term) จากสมการที่ประมาณได้ ว่ามีคุณสมบัติ stationary หรือ I(0) หรือไม่ เพื่อสรุปความสัมพันธ์ตามสมการถดถอยในตารางที่ 6.4 ว่ามีความสัมพันธ์ในระยะยาว และ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

ความสัมพันธ์ข้างต้นเป็นความสัมพันธ์ที่มีความหมาย เนื่องจากการทดสอบ unit roots (non-stationary process) ต่อการวิเคราะห์ทางเศรษฐมิตินั้น ถ้าพบว่าข้อมูลใด ข้อมูลหนึ่งมีลักษณะเป็น "non-stationarity" หรือ I(1) แล้วโดยทั่วไปจำเป็นที่ต้องทำ first differencing ข้อมูลนั้นๆ ก่อนที่จะทำการประมาณการทางเศรษฐมิติต่อไป ยกเว้นเฉพาะในกรณีที่ตัวแปรเหล่านั้นมีความสัมพันธ์ในเชิงดุลยภาพระยะยาว ทั้งนี้เพื่อหลีกเลี่ยงปัญหาทางด้าน spurious regression (รังสรรค์ หทัยเสรี,2538)

จากการนำค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ที่ได้มาทดสอบ unit root test ด้วยวิธี Augmented Dickey – Fuller Test (ดังตารางที่ 6.5) พบว่า สามารถปฏิเสธสมมติฐาน (H_0) ว่า ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) มีคุณสมบัติ non–stationary เพราะค่า $|\tau|$ มากกว่าค่าสัมบูรณ์ของค่าวิกฤติ ณ ระดับนัยสำคัญที่ 1% 5% และ10 % ในทุกกรณี แสดงว่า ค่าความคลาดเคลื่อน (error term) ~ I(0) หรือหมายความว่า การบริโภคที่แท้จริงมีความสัมพันธ์ระยะยาวกับ รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง(Y) และระดับราคาสินค้า(P)

ตารางที่ 6.5 ผลการทดสอบ unit root ของค่าความคลาดเคลื่อน (error term)

ADF Test Statistic -3.477439	1% Critical Value*	-2.6423
	5% Critical Value	-1.9526
	10% Critical Value	-1.6216
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.		
Augmented Dickey-Fuller Test Equation		
Dependent Variable: D(E)		
Method: Least Squares		
Sample(adjusted): 1972 2001		
Included observations: 30 after adjusting endpoints		

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
E(-1)	-0.628650	0.180780	-3.477439	0.0017
D(E(-1))	0.417404	0.189518	2.202450	0.0360
R-squared	0.301586	Mean dependent var		2942.402
Adjusted R-squared	0.276642	S.D. dependent var		30456.41
S.E. of regression	25903.31	Akaike info criterion		23.22647
Sum squared resid	1.88E+10	Schwarz criterion		23.31988

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

Log likelihood	-346.3970	F-statistic	12.09082
Durbin-Watson stat	1.990812	Prob(F-statistic)	0.001673

ที่มา: จากการคำนวณ

เมื่อทราบผลการทดสอบความสัมพันธ์ในระยะยาวแล้ว สามารถอธิบายผลการศึกษาจากตารางที่ 6.4 ได้ว่า รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง และระดับราคาสินค้ามีอิทธิพลต่อการกำหนดการบริโภค อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และเมื่อพิจารณาจากค่าสัมประสิทธิ์พบว่า รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริงเพิ่มขึ้น 1 ล้านบาท จะทำให้การบริโภคเพิ่มขึ้น 0.9156 ล้านบาท และระดับราคาสินค้าที่แท้จริงเพิ่มขึ้น 1 % จะทำให้การบริโภคลดลง 3341.045 ล้านบาท ส่วนอัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง และช่วงหลังการใช้มาตรการการผ่อนคลายทางการเงินนั้นแม้จะมีแนวโน้มดังความหมาย แต่ผลกระทบต่อการบริโภคของภาคเอกชนก็ไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ

6.3 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้น

เนื่องจากตัวแปรที่นำมาใช้ในแบบจำลองมีความสัมพันธ์ในระยะยาว (cointegrating relationship) แล้ว สามารถสร้างแบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้น หรือ Error Correction Mechanisms เพื่ออธิบายขบวนการปรับตัวในระยะสั้นของตัวแปร ซึ่งในการศึกษาครั้งนี้ได้แบ่งการทดสอบออกเป็น 2 วิธี วิธีแรกทำการถดถอยด้วย วิธี Ordinary Least Square (OLS) ส่วนวิธีที่สองจะทำการถดถอยด้วยวิธี the Generalized Method of Moments (GMM) เพื่อเปรียบเทียบดูว่าการใช้วิธีการใดในที่นี้จะให้ผลที่ดีกว่ากัน

6.3.1 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS)

ผลการทดสอบ (ดังตารางที่ 6.6) การปรับตัวในระยะสั้นของการบริโภคเป็นไปอย่างมีนัยสำคัญ โดยมีปัจจัยเดียวคือ การเปลี่ยนแปลงในรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ส่วนการเปลี่ยนแปลงของปัจจัยอื่นๆ ไม่มีผลต่อการปรับตัวของการบริโภคในระยะสั้นอย่างมีนัยสำคัญ อนึ่งการปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของการบริโภคจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด 0.4421 ล้านบาท อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.6 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้น ด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constant	-292.7982	12512.7436	-0.0234	0.9815
$\Delta(Y)$	0.9460	0.0872	10.8445	0.0000
$\Delta(R)$	-209.6760	2965.7143	-0.0707	0.9442
$\Delta(P)$	-4284.8829	2748.8343	-1.5588	0.1316
DUM	11114.2456	12974.8373	0.8566	0.3998
ε_{t-1}	-0.4421	0.2132	-2.0738	0.0485

ที่มา: จากการคำนวณ

ตารางที่ 6.7 ค่าสถิติของผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS)

R-squared	0.862238	Mean dependent var	57171.60
Adjusted R-squared	0.834685	S.D. dependent var	75813.89
S.E. of regression	30825.10	Akaike info criterion	23.68203
Sum squared resid	2.38E+10	Schwarz criterion	23.95958
Log likelihood	-361.0715	F-statistic	31.29443
Durbin-Watson stat	1.761766	Prob(F-statistic)	0.000000

ที่มา: จากการคำนวณ

จากค่าสถิติของผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภค ดังตารางที่ 6.7 พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้นมีค่า R^2 หรือ สัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (coefficient of determination) เท่ากับ 0.862238 หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงของการบริโภคสามารถอธิบายได้โดยการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระ 86.22% ที่เหลือ 13.78% อธิบายได้ด้วยปัจจัยอื่นๆ และไม่มีปัญหา autocorrelation และ heteroscedasticity สำหรับค่า F-statistic นั้นพบว่าสัมประสิทธิ์ของการถดถอยทุกตัวแตกต่างจากศูนย์อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6.3.2 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นด้วยวิธี the Generalized Method of Moments (GMM)

ผลการทดสอบ (ดังตารางที่ 6.8) พบว่า การเพิ่มขึ้นของเปลี่ยนแปลงในรายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง (ΔY) เพิ่มขึ้น 1 ล้านบาท จะทำให้การเปลี่ยนแปลงการบริโภคที่แท้จริง (ΔC) เพิ่มขึ้น 0.4828 ล้านบาท (อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ) และเมื่อมีการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน (DUM) เกิดขึ้น จะมีผลทำให้การบริโภคที่แท้จริงเพิ่มขึ้น 48422.0372 ล้านบาท เมื่อเปรียบเทียบกับการเปลี่ยนแปลงในระยะก่อนการมีมาตรการผ่อนคลายทางการเงิน (อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ) ส่วนขนาดของการปรับตัวเข้าสู่ดุลยภาพนั้น พบว่า เมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้การบริโภคในระยะยาวออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของการบริโภคจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาด้วยขนาด 0.7319 ล้านบาท (อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ)

ตารางที่ 6.8 ผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นด้วยวิธี the Generalized Method of Moments (GMM)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constant	25931.6378	5953.5820	4.3556	0.0003
Δ(Y)	0.4828	0.0720	6.7102	0.0000
Δ(R)	1084.5964	1424.0410	0.7616	0.4547
Δ(P)	-1459.0639	922.0337	-1.5824	0.1285
DUM	48422.0372	5782.1590	8.3744	0.0000
ε_{t-1}	-0.7319	0.1052	-6.9586	0.0000

ที่มา: จากการคำนวณ

โดยมี instrument list ดังนี้ C DCO1 DCO2 DCO3 DCO4 DY1 DY2 DY3 DR1 DR2 DR3 DR4 DP1 DP2

โดยที่

C = ค่าคงที่

DCO1 = การบริโภคของภาคเอกชน ที่ t-1

DCO2 = การบริโภคของภาคเอกชน ที่ t-2

DCO3 = การบริโภคของภาคเอกชน ที่ t-3

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

DCO4 = การบริโภคของภาคเอกชน ที่ t-4

DY1 = รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ที่ t-1

DY2 = รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ที่ t-2

DY3 = รายได้ที่ใช้จ่ายได้จริง ที่ t-3

DR1 = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ที่ t-1

DR2 = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ที่ t-2

DR3 = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ที่ t-3

DR4 = อัตราดอกเบี้ยที่แท้จริง ที่ t-4

DP1 = ระดับราคาสินค้า ที่ t-1

DP2 = ระดับราคาสินค้า ที่ t-2

จากค่าสถิติของผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นของแบบจำลองการบริโภค (ดังตารางที่ 6.9) พบว่า แบบจำลองการปรับตัวในระยะสั้นมีค่า R^2 หรือ สัมประสิทธิ์แห่งการตัดสินใจ (coefficient of determination) เท่ากับ 0.57 หมายความว่า การเปลี่ยนแปลงของการบริโภคสามารถอธิบายได้โดยการเปลี่ยนแปลงของตัวแปรอิสระในแบบจำลอง ได้ 57.36% ที่เหลือ 42.64% อธิบายได้ด้วยปัจจัยอื่นๆ นอกจากนั้นยังพบว่า ไม่มีปัญหา autocorrelation และ heteroscedasticity และจากค่าสถิติ J-statistic เท่ากับ 0.1261 ซึ่งค่า J-statistic เป็นค่าที่ใช้ทดสอบ over-identification เนื่องจากการที่มีจำนวน moment condition มากกว่า จำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า การทดสอบ chi-square สามารถใช้ทดสอบเงื่อนไข overidentifying ได้ หรือการใช้ค่าสถิติ J-statistic ด้วย degree of freedom เท่ากับ จำนวน moment condition ลบด้วย จำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า ดั้งนั้นจะได้ค่า over-identification เท่ากับ 3.4049 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า สามารถยอมรับสมมติฐานที่ว่า แบบจำลองมีเงื่อนไขว่าจำนวน moment condition มากกว่าจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

ตารางที่ 6.9 ค่าสถิติของผลการทดสอบการปรับตัวในระยะสั้นด้วยวิธี the Generalized Method of Moments (GMM)

R-squared	0.573605	Mean dependent var	61843.99
Adjusted R-squared	0.472082	S.D. dependent var	80215.06
S.E. of regression	58282.61	Sum squared resid	7.13E+10
Durbin-Watson stat	0.871782	J-statistic	0.126106

ค่า overid = 3.40487507591

ค่า overid_p = 0.906445601613

ที่มา: จากการคำนวณ

จากผลการประมาณการปรับตัวในระยะสั้นทั้งสองวิธีในขั้นที่ผ่านมานั้น เมื่อทำการเปรียบเทียบผลการประมาณการปรับตัวในระยะสั้นจากค่าทางสถิติที่ได้พบว่า การประมาณด้วยวิธี Ordinary Least Square (OLS) และวิธี the Generalized Method of Moments (GMM) สัมประสิทธิ์ของการปรับตัวเมื่อเกิดภาวะใดๆ ที่ทำให้การบริโภคในระยะยาวออกจากจุดดุลยภาพ การปรับตัวกลับเข้าสู่ดุลยภาพของการบริโภคจะถูกปรับให้ลดลงในแต่ละช่วงเวลาที่ได้ตามวิธี Ordinary Least Square (OLS) มีขนาดเล็กกว่า วิธี the Generalized Method of Moments (GMM)

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6.4 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคที่ไม่เชิงเส้น

ในหัวข้อต่อไปทำการศึกษาโดยใช้แบบจำลอง Euler Equation แบ่งการศึกษาออกเป็น 2 ช่วง คือ ช่วงก่อนการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน พ.ศ. 2503 - 2532 และช่วงหลังการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน 2533 -2544

6.4.1 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคที่ไม่เชิงเส้นช่วงก่อนการผ่อนคลายทางการเงิน พ.ศ. 2503-2532

ตารางที่ 6.10 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคที่ไม่เชิงเส้นช่วงก่อนการผ่อนคลายทางการเงิน พ.ศ. 2503-2532

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β	0.7256	0.2699	2.6888	0.0124
γ	0.3873	5.5821	0.0694	0.9452
Mean dependent var	0.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	1.076054	Sum squared resid		30.10522
Durbin-Watson stat	1.533919	J-statistic		0.061087

ค่า overid=1.7104

ค่า overid_p = 0.6346

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.10 พบว่า ค่า discount factor (β) มีค่าเท่ากับ 0.7256 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า ถ้าอรรถประโยชน์ส่วนเพิ่ม (marginal utility) ในคาบปัจจุบัน (t) เพิ่มขึ้น 1 ยูทิล (util) แล้วจะทำให้อรรถประโยชน์ส่วนเพิ่ม (marginal utility) ในคาบอนาคต (t+1) ลดลง 0.72 ยูทิล (util)

สำหรับค่าสถิติของผลการทดสอบของแบบจำลองพบว่า ไม่มีปัญหา autocorrelation และ heteroscedasticity และได้ค่า J-statistic เท่ากับ 0.0611 ซึ่งค่า J-statistic เป็นค่าที่ใช้ทดสอบ over-identification พบว่าค่า over-identification เท่ากับ 1.7104 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า สามารถยอมรับสมมติฐานที่ว่า แบบจำลองมีเงื่อนไขว่าจำนวน moment condition มากกว่าจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

6.4.2 ผลการศึกษาช่วงหลังการผ่อนคลายทางการเงิน พ.ศ. 2533 – 2544

ตารางที่ 6.11 ผลการศึกษาแบบจำลองการบริโภคที่ไม่เชิงเส้นช่วงหลังการผ่อนทางการเงิน พ.ศ. 2533 – 2544

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
β	0.9958	0.0577	17.2605	0.0000
γ	2.7538	1.2677	2.1722	0.0579
Mean dependent var	0.000000	S.D. dependent var		0.000000
S.E. of regression	0.676496	Sum squared resid		4.118821
Durbin-Watson stat	1.566096	J-statistic		0.156206

ค่า overid=1.7183

ค่า overid_p = 0.6329

ที่มา: จากการคำนวณ

จากตารางที่ 6.11 พบว่า ค่า discount factor (β) มีค่าเท่ากับ 0.9958 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า ถ้าอรรถประโยชน์ส่วนเพิ่ม (marginal utility) ในคาบปัจจุบัน (t) เพิ่มขึ้น 1 ยูทิล (util) แล้วจะทำให้อรรถประโยชน์ส่วนเพิ่ม (marginal utility) ในคาบอนาคต (t+1) ลดลง 0.99 ยูทิล (util) ส่วนค่า risk aversion coefficients (γ) มีค่าเท่ากับ 2.7538 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า ผู้บริโภคเมื่อเผชิญหน้ากับความไม่แน่นอนแล้วเขาต้องการหลีกเลี่ยงความเสี่ยงเท่ากับ 2.7538 เท่าของการบริโภคที่แท้จริงในปัจจุบัน

สำหรับค่าสถิติของผลการทดสอบของแบบจำลองพบว่า ไม่มีปัญหา autocorrelation และ heteroscedasticity และได้ค่า J-statistic เท่ากับ 0.1562 ซึ่งค่า J-statistic เป็นค่าที่ใช้ทดสอบ over-identification พบว่าค่า over-identification เท่ากับ1.7183 อย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ หมายความว่า สามารถยอมรับสมมติฐานที่ว่า แบบจำลองมีเงื่อนไขว่าจำนวน moment condition มากกว่าจำนวนพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

จากผลการศึกษาทั้งสองช่วงพบว่า การผ่อนคลายข้อจำกัดทางการเงินต่างๆ ไม่ว่าจะเป็นการผ่อนคลายการควบคุมปริวรรตเงินตราที่เป็นการเปิดโอกาสให้มีการเคลื่อนย้ายเงินทุนได้อย่างเสรีมากขึ้น เนื่องจากการส่งเสริมการค้า และการลงทุน อีกทั้งการยกเลิกการกำหนดเพดานอัตราดอกเบี้ยทั้งเงินฝาก และเงินให้สินเชื่อ โดยให้สถาบันการเงินกำหนดอัตราดอกเบี้ยได้อย่างเหมาะสม นอกจากนั้นยังยกเลิกการดำรงหลักทรัพย์ของธนาคารพาณิชย์สำหรับเงื่อนไขการเปิด

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved

สาขา ซึ่งปกติจะให้ดำรงเงินสดสำรองมาเป็นดำรงสินทรัพย์สภาพคล่องแทน ทำให้มีการเปิดสาขาของธนาคารพาณิชย์เพิ่มขึ้น จึงทำให้ผู้บริโภคเกิดความสะดวกมากขึ้นในการใช้บริการกับธนาคารพาณิชย์ และทางการได้อนุญาตให้ธนาคารพาณิชย์ บริษัทเงินทุน และบริษัทเงินทุนหลักทรัพย์ขยายขอบเขตการประกอบธุรกิจได้หลายด้านอย่างครบวงจร เช่น การเป็นนายหน้าตัวแทนจำหน่ายหลักทรัพย์รัฐบาล และรัฐวิสาหกิจ การจัดการออกจัดจำหน่าย และค้าตราสารหนี้ และการประกอบธุรกิจวิเทศธนกิจ (BIBF) เป็นต้น จึงเป็นสิ่งที่ทำให้กระตุ้นการบริโภคภาคเอกชนในประเทศไทย ดังจะเห็นจากค่า discount factor (β) ในช่วงหลังการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงินนั้น มีค่าที่มากกว่าช่วงก่อนการผ่อนคลายการควบคุมทางการเงิน เพราะมีมาตรการเหล่านี้มาเป็นสิ่งจูงใจให้มีการใช้จ่ายในการบริโภคเพิ่มขึ้น และจากการที่มีการประกาศยกเลิกการกำหนดเพดานอัตราดอกเบี้ยนั้น ยิ่งทำให้ผู้บริโภคที่ต้องการหลีกเลี่ยงความเสี่ยงต้องการผลตอบแทนจากการฝากเงินสูงขึ้น เพราะสามารถนำเงินไปลงทุนในทางเลือกอื่นๆ ได้เนื่องจากเป็นช่วงที่มีการส่งเสริมการลงทุน

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright© by Chiang Mai University
All rights reserved