

ความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจของประเทศไทย

The Relationship Between Poverty and Economic Variables of Thailand

ปวิตร ากบิลพัตร¹, นิสิต พันธมิตร², ประพัฒน์ จริยพันธุ์²

Pawittra Kabinlapat¹, Nisit Panthamit², Prapatchon Jariyapan²

¹นักศึกษาปริญญาโท คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ อำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ 50200

²คณะเศรษฐศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่ อำเภอเมือง จังหวัดเชียงใหม่ 50200

Master of Economics Program in Faculty of Economic Chiang Mai University, Chiang Mai 50200

Faculty of Economics, Chiang Mai University, Chiang Mai 50200

E-mail address: pawitrak@gmail.com

บทคัดย่อ

งานวิจัยนี้มีวัตถุประสงค์เพื่อศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจของประเทศไทย โดยอาศัยข้อมูลระดับภาค รายปี ระหว่างปี พ.ศ. 2538 - 2552 และใช้แบบจำลองเชิงเส้นตรงในการศึกษา โดยใช้เทคนิคการประมาณข้อมูลแบบพหุคูณด้วยวิธี Polled OLS, Fixed Effects Model และ Random Effects Model ผลการวิจัยพบว่า สัดส่วนคนจนมีความสัมพันธ์ค่าสัมประสิทธิ์จีไน อัตราการว่างงาน ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานในทิศทางเดียวกัน และมีความสัมพันธ์กับรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนในทิศทางตรงกันข้าม และจากการประมาณค่า Fixed Effects Model กรณีระบุตัวแปรหุ่น เพื่อดูความสัมพันธ์แต่ละภาคของประเทศไทยนั้น พบว่าอัตราการว่างงานของภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีความสัมพันธ์กับสัดส่วนคนจนภาคตะวันออกเฉียงเหนือในทิศทางเดียวกัน ค่าสัมประสิทธิ์จีไนภาคเหนือสัมพันธ์กับสัดส่วนคนจนในทิศทางตรงกันข้าม และรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนกรุงเทพมหานครสัมพันธ์กับสัดส่วนคนจนในเขตกรุงเทพมหานครในทิศทางตรงกันข้าม

คำสำคัญ: ความยากจน ตัวแปรทางเศรษฐกิจ ระดับภาค ประเทศไทย ข้อมูลแบบพหุคูณ

Abstract

This research aimed to investigate the relationship between the incidence of poverty and economic variables of Thailand, using annually regional level data from 1995 to 2009. Econometric techniques used for analysis were Pooled OLS, Fixed Effects Model and Random Effects Model. The Fixed effects model indicated the impact of the Gini coefficient, unemployment rate and consumer price index on poverty incidence to be positive. An average monthly income per household was significant negatively correlated with poverty incidence. When dummy variables were incorporated into the analysis to determine the individual relationship region, the study found that unemployment had a positive impact on the incidence of poverty in northeastern regions, the Gini coefficient had a negative impact on the incident of poverty in northern region and the average monthly income per household had a negative impact on the incidence of poverty in Bangkok.

Keywords: poverty, economic variable, panel data, region, Thailand



1. บทนำ

ความยากจนถือเป็นปัญหาที่สำคัญ ในปัจจุบัน หลายๆ ประเทศในโลกนี้ต่างหันมาให้ความสนใจ และถือว่าการแก้ปัญหาความยากจนเป็นภารกิจหลักที่จะต้องต่อสู้อย่างจริงจัง สำหรับประเทศไทยได้ให้ความสำคัญในการต่อสู้กับปัญหาความยากจนมาโดยตลอด โดยได้เริ่มประกาศใช้แผนพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติตั้งแต่ปี พ.ศ. 2504 เป็นต้นมา เพื่อใช้เป็นกรอบและแนวทางในการพัฒนาประเทศ โดยส่วนใหญ่จะให้ความสำคัญกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ การรักษาเสถียรภาพทางเศรษฐกิจ การกระจายรายได้ และแรงงาน ทำให้การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจของประเทศไทยเพิ่มขึ้นอย่างต่อเนื่อง แม้เศรษฐกิจจะมีการขยายตัวเพิ่มขึ้น แต่ปรากฏว่าปัญหาการกระจายรายได้ของประชากรก็ได้เพิ่มสูงขึ้นเช่นกัน ดังนั้นในแผนพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติฉบับที่ 5 รัฐบาลเริ่มให้ความสำคัญกับการแก้ปัญหาการกระจายรายได้ และปัญหาความยากจนโดยเฉพาะความยากจนในชนบทอย่างจริงจัง เพื่อยกระดับมาตรฐานความเป็นอยู่ในครัวเรือนที่ยากจนให้ดีขึ้น

จากรายงานบัญชีประชาชาติของสำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ พบว่าปี 2531 เป็นช่วงที่เศรษฐกิจไทยมีการขยายตัวสูงที่สุดนับตั้งแต่ได้มีการดำเนินการพัฒนาตามนโยบายแผนพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ โดยพบว่ามียอดการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจสูงถึงร้อยละ 13.2 ทำให้เกิดการจ้างงานจำนวนมากคนมีรายได้เพิ่มสูงขึ้น ปัญหาความยากจนบรรเทาลงได้อย่างรวดเร็ว โดยสัดส่วนคนจนที่เคยสูงถึงร้อยละ 42.21 ของประชากรทั้งประเทศ ในปี พ.ศ. 2531 ลดลงเหลือ ร้อยละ 14.75 ของประชากรทั้งประเทศ ในปี 2539 จนกระทั่งประสบกับวิกฤตเศรษฐกิจในปี 2540 เศรษฐกิจถดถอย อัตราการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจหดตัวติดลบถึงร้อยละ 10.5 ในปี 2541 เป็นผลให้เกิดคนว่างงานเพิ่มขึ้นจำนวนมาก ทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มสูงขึ้นเป็นร้อยละ 17.46 ของประชากร ในปี 2541 และยิ่งเพิ่มสูงขึ้นในปี 2543 เป็นสัดส่วนร้อยละ 20.98 ของประชากรทั้งประเทศ สะท้อนให้เห็นว่าภาวะชะงักงันทางเศรษฐกิจมีผลกระทบโดยตรงต่อปัญหาความยากจน เศรษฐกิจไทยเริ่มมีการฟื้นตัวอย่างต่อเนื่องในช่วงปี 2543-2545 ส่งผลต่อการขยายตัวระดับรายได้ของคนไทยดีขึ้น โดยที่เศรษฐกิจมีเสถียรภาพดี อัตราเงินเฟ้อไม่มีการเปลี่ยนแปลงมากนัก มีผลให้ปัญหาความยากจนลดลงอย่างรวดเร็ว ในปี พ.ศ. 2549 สัดส่วนคนจนลด

เหลือเพียงร้อยละ 9.55 ของประชากร จากสัดส่วนความยากจนที่ลดลงถือว่าเป็นความสำเร็จที่เกินเป้าหมายที่กำหนดไว้ในแผนพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติฉบับที่ 9 ที่จะลดสัดส่วนคนยากจนของประเทศให้อยู่ในระดับไม่เกินร้อยละ 12 ของประชากร ในปี 2549

อย่างไรก็ตามเมื่อพิจารณาจากการกระจายรายได้ของประเทศไทย จากรายงานการสำรวจภาวะเศรษฐกิจและสังคมของสำนักงานสถิติแห่งชาติ แสดงให้เห็นว่าการกระจายรายได้ของประเทศไทยที่ผ่านมานั้นไม่ได้มีการกระจายรายได้ที่ดีขึ้นแต่อย่างใด โดยในปี 2531 ค่าสัมประสิทธิ์จินี มีค่าเท่ากับ 0.487 และ 0.497 ในปี 2550 จะเห็นได้ว่าค่าสัมประสิทธิ์จินีมีได้ลดลงแต่อย่างใด การกระจายรายได้ของครัวเรือน โดยแบ่งตามลำดับของรายได้จากน้อยไปมาก และแบ่งกลุ่มประชากรออกเป็น 5 กลุ่มเท่าๆ กัน สัดส่วนของรายได้ของประชากรกลุ่มที่ 1 คือกลุ่มประชากรที่มีรายได้ต่ำสุด 20 เปอร์เซ็นต์ เทียบกับกลุ่มที่ 5 คือกลุ่มที่มีรายได้สูงสุด 20 เปอร์เซ็นต์แรก ปรากฏค่าต่ำสุด และค่าสูงสุดเท่ากับ 11.8 และ 12.47 ในปี 2531 และปี 2550 ตามลำดับ หมายความว่าประชากรกลุ่มที่ 5 มีรายได้สูงกว่าประชากรกลุ่มที่ 1 ประมาณ 11-13 เท่า นั้นเป็นการยืนยันว่ารายได้ส่วนใหญ่ของประเทศตกอยู่กับคนบางกลุ่ม ซึ่งให้เห็นถึงความเหลื่อมล้ำของรายได้ที่มีอยู่ค่อนข้างมาก

จากการพัฒนาเศรษฐกิจของประเทศไทยที่ผ่านมา พบว่า ขณะที่เศรษฐกิจมีการเจริญเติบโตขึ้นนั้นปัญหาความยากจนและความเหลื่อมล้ำของการกระจายรายได้ยังคงมีอยู่ โดยเฉพาะในช่วงหลังวิกฤตเศรษฐกิจ ขณะที่การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในปี 2542 ได้เพิ่มขึ้นจากปี 2541 อย่างมาก แต่สัดส่วนคนจนกลับยังคงเพิ่มสูงขึ้น และสัดส่วนของรายได้ของประชากรกลุ่มที่ 1 ต่อกลุ่มที่ 5 ก็มีสัดส่วนที่เพิ่มสูงขึ้นในปี 2543 เมื่อเทียบกับปี 2541 นั้นแสดงให้เห็นว่าการกระจายรายได้ที่แยงลงนั้นเป็นผลให้ความยากจนมีความรุนแรงเพิ่มขึ้นโดยการเติบโตทางเศรษฐกิจที่เพิ่มขึ้นก็มีอาจช่วยลดความยากจนได้เต็มที่ ดังนั้นทำให้เกิดคำถามว่านอกจากการเติบโตทางเศรษฐกิจแล้วยังคงมีปัจจัยอื่นใดอีกบ้างที่มีความสัมพันธ์กับความยากจน

ที่ผ่านมามีงานวิจัยมากมายที่ได้ศึกษา วิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรต่างๆ โดยความสัมพันธ์กับการเติบโตทางเศรษฐกิจถือว่าเป็นหัวข้อที่มีการศึกษาเป็นจำนวนมาก เช่นงานของ Squire (1993) ซึ่ง

พบว่าอัตราการเติบโตทางเศรษฐกิจเพิ่มขึ้นร้อยละ 10 จะช่วยลดความยากในในกลุ่มประเทศกำลังพัฒนาได้ร้อยละ 24 ทำนองเดียวกันการศึกษาของ Bruno, et. al. (1998) พบว่า การเติบโตทางเศรษฐกิจขึ้นร้อยละ 10 ส่งผลให้อัตราความยากจนลดลงร้อยละ 21.1 สำหรับกลุ่มตัวอย่าง 20 ประเทศ ณ ช่วงเวลา 1984-1993 นอกจากนั้นยังศึกษาค่าความยืดหยุ่นของตัวแปรความไม่เท่าเทียมกัน ทำให้สรุปได้ว่า “การเปลี่ยนแปลงเพียงเล็กน้อยของความไม่เท่าเทียมกันของการกระจายรายได้ทั้งหมด สามารถทำให้เกิดการเปลี่ยนแปลงที่มีขนาดใหญ่ต่อการเกิดความยากจน” ในการศึกษาความยากจนเมืองกับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจในระดับจังหวัดของประเทศไทย ระหว่างปี 1986 และปี 2000 ของ Meng, Gregory, and Wang (2005) พบว่ารายได้ที่เพิ่มขึ้นร้อยละ 10 ทำให้ความยากจนทางรายได้ลดลงถึงร้อยละ 26.1 กรณีการศึกษาของประเทศไทยนั้น การศึกษาของ Peter Warr (2001) ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างภาวะความยากจน การเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจและภาวะเงินเฟ้อโดยใช้ข้อมูลร่วมจากสี่ประเทศ คือ ไทย อินโดนีเซีย ฟิลิปปินส์ และมาเลเซีย พบว่า การเติบโตของรายได้ประชาชาติและอัตราเงินเฟ้อมีอิทธิพลต่อความยากจน โดยการเติบโตของรายได้ประชาชาติสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามต่ออัตราเงินเฟ้อสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกัน ส่วนการศึกษาของ Anil B. Deolalika (2002) ที่ทำการศึกษาระดับจังหวัดของประเทศไทย ระหว่างปี 1992 ถึง 1999 ให้ผลการศึกษาคือการเจริญเติบโตของรายได้มีผลกระทบต่อความยากจนในด้านลบ ส่วนความไม่เท่าเทียมกันของการกระจายรายได้มีความสัมพันธ์กับความยากจนในด้านบวก นอกจากนี้ในงานของ Pradeep Agrawal (2007) ที่ศึกษาความยากจนของประเทศคาซัคสถาน ได้นำตัวแปรภาคสังคมเข้ามารวมหาความสัมพันธ์ พบว่าการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจอย่างรวดเร็ว และการสนับสนุนที่เพิ่มมากขึ้นของรัฐบาลต่อภาคสังคมมีผลให้ปัญหาความยากจนลดลง

โดยในการศึกษานี้จะศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจไทยในช่วงเวลาปี 2538 ถึง 2552 โดยเป็นช่วงเวลาก่อนและหลังเกิดวิกฤตทางเศรษฐกิจ และเป็นช่วงเวลาที่มีความขัดแย้งกันของการเติบโตทางเศรษฐกิจกับความยากจน โดยอาศัยข้อมูลทุติยภูมิจากการสำรวจภาวะเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือน โดยสำนักสถิติแห่งชาติ สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์ โดยข้อมูลที่ใช้ศึกษานี้จะเป็นข้อมูลระดับภาคของประเทศไทย คือ

ภาคกลาง ภาคตะวันออกเฉียงเหนือ ภาคเหนือ ภาคใต้และกรุงเทพมหานคร โดยมีค่าสังเกตทั้งหมด 75 ค่า

2.วัตถุประสงค์

การศึกษานี้มีวัตถุประสงค์เพื่อวิเคราะห์ความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจของประเทศไทย

3.วิธีการดำเนินการวิจัย

จากการศึกษาของ Dhonged (2006)¹ ได้กำหนดให้ความยากจน (p) มีความสัมพันธ์กับรายได้เฉลี่ย และสัมพันธ์กับการกระจายรายได้ผ่าน Lorenz curve ตามข้อกำหนดของ Kuznets Hypothesis ที่แสดงความสัมพันธ์ระหว่างการกระจายรายได้กับการเจริญเติบโตทางเศรษฐกิจ ซึ่งการศึกษาความสัมพันธ์กับการกระจายรายได้โดยทั่วไปจะใช้ค่าสัมประสิทธิ์จีนิเป็นตัวแทนการใช้ Lorenz curve ที่มีข้อมูลจำนวนมาก ขณะเดียวกันจากการศึกษาของ Meng, Gregory, and Wang (2005)² ได้ศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนต่อรายได้ ความไม่เท่าเทียมกันของรายได้ อัตราการออม ราคาอาหารโดยเปรียบเทียบ และการใช้จ่ายของครัวเรือนจากการศึกษาทั้งสองงานที่ผ่านมาสามารถนำมาประยุกต์เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมต่อการศึกษาในครั้งนี้

$$POV = f(Y, GINI, UNEM, CPI) \quad (1)$$

โดยที่	POV	คือ สัดส่วนคนจน
	Y	คือ รายได้เฉลี่ยต่อเดือนต่อครัวเรือน
	GINI	คือ สัมประสิทธิ์จีนิ
	UNEM	คือ อัตราการว่างงาน
	CPI	คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน

¹Dhonged (2006) $p = g(y, gini) + \varepsilon$

โดยที่ โดยที่ p คือความยากจน y รายได้เฉลี่ยที่แท้จริง และ $gini$ ค่าสัมประสิทธิ์จีนิ

² Meng, Gregory, and Wang (2005)

$p_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 gini_t + \beta_3 save_t + \beta_4 food_t + \beta_5 nonfood_t + \beta_6 \eta_t + u_t$
โดยที่ p_t คือ อัตราความยากจนจังหวัด i ในช่วงเวลา t y_t คือ รายได้เฉลี่ยที่แท้จริง $gini_t$ คือ ค่าสัมประสิทธิ์จีนิ $save_t$ คือ อัตราการออมเฉลี่ย $food_t$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคกลุ่มอาหาร $nonfood_t$ คือ ดัชนีราคาผู้บริโภคกลุ่มที่ไม่ใช่อาหารและเครื่องดื่ม η_t คือ แนวโน้มตามช่วงเวลา

เนื่องจากตัวแปรตามสัดส่วนคนจนมีหน่วยเป็นร้อยละ ขณะที่ตัวแปรอิสระ รายได้เฉลี่ยต่อเดือนต่อครัวเรือน ดัชนีราคาผู้บริโภค พื้นฐานนั้นมีหน่วยเป็นบาท และค่าสัมประสิทธิ์จึงเป็นตัวเลขที่ค่าระหว่าง 0-1 ดังนั้นจึงแปลงค่าตัวแปรทั้ง 3 ให้อยู่ในรูปลอการิทึม จะได้สมการดังนี้

$$POV_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln INI_t + \beta_3 \ln UNEM_t + \beta_4 \ln CPI_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

ในการศึกษานี้เป็นการวิเคราะห์เชิงปริมาณ (Quantitative Analysis) เนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในการศึกษานี้เป็นข้อมูลแบบพาแนล (Panel Data) ที่มีลักษณะเป็นข้อมูลภาคตัดขวางและข้อมูลอนุกรมเวลา ดังนั้นจึงต้องมีการทดสอบความนิ่งของข้อมูล เนื่องจากข้อมูลอนุกรมเวลามักจะมีลักษณะไม่นิ่ง (Non-stationary) กล่าวคือข้อมูลอนุกรมเวลาทางเศรษฐกิจ โดยทั่วไปมักจะมีแนวโน้มที่เพิ่มสูงขึ้นเมื่อเวลาผ่านไป และมีคุณสมบัติเป็น Non-Stationary คือค่าเฉลี่ย และความแปรปรวนของข้อมูลเปลี่ยนแปลงไปตามเวลาซึ่งการทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรโดยวิธี Ordinary Least Square (OLS) หรือการประมาณ Panel Data โดยวิธี OLS อาจก่อให้เกิดปัญหาความสัมพันธ์ที่ไม่แท้จริง (Spurious Regression) พิจารณาได้จากค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่างๆ มีความสัมพันธ์กันอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติ และค่าสถิติ R-squared ที่ได้มีค่าสูงในขณะที่ค่า Durbin-Watson มีค่าต่ำ สาเหตุดังกล่าวเกิดจากการที่ตัวแปรมีความสัมพันธ์ต่อกันในลักษณะของเงื่อนไขเวลามากกว่าในลักษณะพื้นฐานทางเศรษฐกิจ ค่าสถิติที่ได้จากการถดถอยสมการที่ใช้ในการศึกษาจึงขาดความน่าเชื่อถือและไม่มีประสิทธิภาพ ดังนั้นก่อนนำข้อมูลไปศึกษาจึงต้องมีการทดสอบคุณสมบัติดังกล่าวของข้อมูลก่อน โดยใช้ Unit Root Test เพื่อไม่ให้เกิดปัญหาการบิดเบือนในการตีความผลทางด้านสถิติ ซึ่งปัญหาดังกล่าวสามารถแก้ไขได้ด้วยการทำให้ตัวแปรที่มีปัญหาอยู่ในรูปผลต่าง (Differencing) จนกระทั่งตัวแปรเหล่านั้นมีคุณสมบัติ Stationary แต่การกระทำดังกล่าวย่อมก่อให้เกิดผลกระทบเชิงลบในแง่ที่ว่า แบบจำลองที่ประมาณการได้จะขาดข้อมูลในส่วนที่เกี่ยวกับการปรับตัวของตัวแปรต่างๆ ในแบบจำลองเพื่อให้เกิดดุลยภาพทางเศรษฐศาสตร์ในระยะยาว ทำให้ความสัมพันธ์ในระยะยาวของตัวแปรต่างๆ หายไปค่า Degree of Freedom

ลดลงและการแปรความหมายของตัวแปรต่างๆ ที่ค่าระดับเปลี่ยนแปลงไปด้วย

การทดสอบความนิ่งของข้อมูลหรือการทดสอบพาแนลยูนิทรูทนี้สามารถทำการทดสอบได้หลายวิธี ทั้งวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test วิธี Breitung Test วิธี Hadri Test วิธี Im, Pesaran and Shin (IPS) Test และวิธี Fisher-Type โดยใช้ Fisher-ADF และ Fisher-PP โดยการศึกษาครั้งนี้เลือกใช้วิธี Levin, Lin and Chu (LLC) Test เมื่อทำการทดสอบพาแนลยูนิทรูทแล้ว จากนั้นทดสอบความสัมพันธ์ของตัวแปรในแบบจำลองโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุด (Ordinary Least Square: OLS) โดยประมาณค่าด้วยวิธี Pooled OLS, Fixed Effect Model และ Random Effect Model และทดสอบความสัมพันธ์ด้วยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัต (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS)

4. ผลการวิจัย

4.1 สถานการณ์ความยากจนและภาวะสังคมไทย

จากการพัฒนาประเทศและการแก้ไขปัญหาความยากจนที่ผ่านมา ได้ส่งผลให้ความยากจนของประเทศไทยลดลงอย่างต่อเนื่องตั้งแต่หลังวิกฤติเศรษฐกิจเป็นต้นมา โดยในปี 2543 สัดส่วนคนจน เท่ากับร้อยละ 20.98 ได้ลดลงเรื่อยมาเหลือร้อยละ 8.48 ในปี 2550 มีจำนวนคนจนประมาณ 5.4 ล้านคน โดยสถานการณ์ความยากจนในระดับภาคของประเทศไทย จากข้อมูลการสำรวจภาวะเศรษฐกิจและสังคมของครัวเรือน ของสำนักงานสถิติแห่งชาติ พบว่าสถานการณ์ความยากจนในระดับภาคนั้น การกระจายตัวของคนจนปี 2550 พบว่าภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีคนจน 2.8 ล้านคน คิดเป็นร้อยละ 52.2 ของคนจนทั้งประเทศ รองลงมาคือภาคเหนือมีคนจน 1.5 ล้านคนหรือร้อยละ 28 ของคนจนทั้งประเทศ ภาคใต้มีคนจนร้อยละ 9.5 ของคนจนทั้งประเทศ ภาคกลางมีคนจนร้อยละ 9.2 ของคนจนทั้งประเทศ และกรุงเทพมหานครมีคนจนร้อยละ 1.2 ของคนจนทั้งประเทศ ตามลำดับ นอกจากนี้สัดส่วนคนจนรายภาคของประเทศไทยมีแนวโน้มลดลงทุกภูมิภาค แต่ในภาคตะวันออกเฉียงเหนือและภาคเหนือยังคงมีสัดส่วนคนจนสูงกว่าในภูมิภาคอื่นๆ โดยที่ในปี 2552 ภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีสัดส่วนคนจนสูงถึงร้อยละ 13.67 ของประชากรในภาค ภาคเหนือมีสัดส่วนคนจน ร้อยละ 11.08 ของประชากรในภาค ภาคใต้มีสัดส่วนคนจนร้อยละ 4.72 ของประชากรในภาค ภาคกลางมีสัดส่วนคนจนร้อยละ 2.54 ของประชากรในภาค และกรุงเทพมหานครมีสัดส่วนคนจนร้อยละ 0.86 ของประชากรกรุงเทพมหานคร นอกจากนี้เมื่อพิจารณาความยากจนเชิงพื้นที่

พบว่าภาวะความยากจนทั้งในเขตเมืองและเขตชนบทจะลดลงอย่างต่อเนื่องและคนจนส่วนใหญ่อยู่ในชนบท

การกระจายรายได้ของประเทศไทยในช่วง 20 กว่าปีที่ผ่านมาดีขึ้นเพียงเล็กน้อยและมีช่องว่างระหว่างแต่ละกลุ่มชั้นรายได้ชัดเจน ในช่วงปี พ.ศ. 2531-2552 ค่าสัมประสิทธิ์ความไม่เสมอภาค (Gini Coefficient) ด้านรายได้อยู่ในระดับ 0.48-0.54 โดยในปี 2552 มีค่าเท่ากับ 0.48 ซึ่งมีได้แตกต่างกับค่าสัมประสิทธิ์ในปี 2531 เมื่อพิจารณาแต่ละภาคจะเห็นว่าค่าสัมประสิทธิ์มีการเปลี่ยนแปลงไปเพียงเล็กน้อย แต่ก็มีแนวโน้มที่จะลดลง ยกเว้นกรุงเทพมหานครที่มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น แต่ค่าสัมประสิทธิ์ในแต่ละภาคนั้นถือว่าไม่ได้สูงไปกว่าค่าสัมประสิทธิ์ทั้งประเทศ

รายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจน ในปี 2550 เพิ่มขึ้นร้อยละ 10.10 เมื่อเทียบกับปี 2549 โดยในปี 2549 รายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจนเท่ากับ 4,671 บาท/ครัวเรือน/เดือน ได้เพิ่มขึ้นเป็น 5,143 บาท/ครัวเรือน/เดือน ในปี 2550 โดยกรุงเทพมหานครเพิ่มขึ้นสูงสุดถึงร้อยละ 56.32 กล่าวคือเพิ่มขึ้นจาก 6,465 บาท/ครัวเรือน/เดือนในปี 2549 เป็น 10,106 บาท/ครัวเรือน/เดือนในปี 2550 ในขณะที่ภาคกลางเพิ่มขึ้นน้อยกว่าร้อยละ 1 เมื่อเปรียบเทียบรายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจนระหว่างภาคพบว่า ในปี 2550 รายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจนในกรุงเทพมหานครสูงที่สุดคือเท่ากับ 10,106 บาท/ครัวเรือน/เดือน ในขณะที่รายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจนในภาคเหนือต่ำที่สุดคือเท่ากับ 4,611 บาท/ครัวเรือน/เดือน ซึ่งจะเห็นได้ว่ารายได้เฉลี่ยของครัวเรือนยากจนทั้ง 2 ภาคต่างกันประมาณ 2 เท่า

จากการสำรวจภาวะการทำงานของประชากรของสำนักงานสถิติแห่งชาติพบว่าอัตราการว่างงานของประเทศไทยมีแนวโน้มลดลง จากร้อยละ 3.3 ของกำลังแรงงานทั้งประเทศ เหลือเพียงร้อยละ 1.5 ของกำลังแรงงานทั้งประเทศในปี 2552 โดยอัตราการว่างงานของกรุงเทพมหานครนั้นมีแนวโน้มลดลงอย่างต่อเนื่องจากร้อยละ 2.1 ในปี 2547 โดยเหลือเพียงร้อยละ 1.3 ในปี 2552 ในขณะที่ภูมิภาคอื่นๆ นั้นต่างมีอัตราการว่างงานที่มีแนวโน้มเพิ่มขึ้นเล็กน้อยในปี 2552 นั่นคือภาคเหนือมีอัตราการว่างงานเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 1.2 ในปี 2551 เป็นร้อยละ 1.3 และภาคกลางและภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีอัตราการว่างงานเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 1.4 ในปี 2551 เป็นร้อยละ 1.5 ในปี 2552 ทั้งนี้อัตราการว่างงานที่เพิ่มขึ้นนั้นเป็นผลมาจากภาวะวิกฤตด้านการเงินของโลกและปัญหาการเมืองภายในประเทศ ทำให้มีการชะลอการผลิตและการก่อสร้างในโครงการขนาดใหญ่ ส่วนภาคใต้นั้นอัตราการว่างงานได้มีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้นตั้งแต่ปี 2551 โดยเพิ่มขึ้นจากร้อยละ 1.3 ในปี 2550 เป็นร้อยละ 1.5 และร้อยละ 1.8 ในปี 2551 และปี 2552 ตามลำดับซึ่งเป็นผลเนื่องมาจากปัญหาความไม่สงบใน 3 จังหวัดชายแดนภาคใต้ที่ส่งผลกระทบต่อภาวะเศรษฐกิจ

การเปลี่ยนแปลงของระดับราคาสินค้าโดยดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเป็นตัวชี้วัดนั้น พบว่าดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานของประเทศไทย และทุกภูมิภาคต่างมีแนวโน้มสูงขึ้นโดยตลอด นั้นแสดงว่าราคาสินค้าอุปโภคและบริโภคต่างมีแนวโน้มเพิ่มสูงขึ้น

4.2 ผลการประมาณค่าความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจ

ผลการทดสอบพหุสมการของข้อมูลที่ใช้ในการศึกษานั้นคือ สัดส่วนคนจน รายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือน ค่าสัมประสิทธิ์เงิน อัตราการว่างงาน และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน โดยทำการการศึกษาตามวิธี Levin, Lin and Chu (LLC) test ที่ Level Order โดยเป็นการทดสอบที่รวมเอาผลการทดสอบตัวแปรภายนอกนั้นคือ จุดตัดแกน (Individual intercept) และส่วนประกอบของแนวโน้ม (Individual Trend) พบว่าข้อมูลสัดส่วนคนจน ค่าสัมประสิทธิ์เงิน อัตราการว่างงาน และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน มีคุณสมบัติหนึ่งที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 และข้อมูลรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือน มีคุณสมบัติหนึ่งที่ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.05 นั่นคือข้อมูลอนุกรมเวลาที่ใช้ในการศึกษานี้มีความนิ่งที่ระดับ Level

จากนั้นประมาณค่าและทดสอบหาความสัมพันธ์ด้วยวิธี Pooled OLS, Fixed Effect Model, Random Effect Model และ ประมาณค่าแบบ Dynamic Ordinary Least Square: DOLS ได้ผลการศึกษาดังนี้

ตารางที่ 1 ผลการประมาณค่าด้วยวิธี OLS แบบ Pooled OLS, Fixed Effect Model และ Random Effect Model (ภาพรวม)

ตัวแปรอธิบาย	Pooled OLS	Fixed Effects Model	Random Effects Model
Constant	120.84 (6.779)***	137.85 (12.105)***	120.84 (10.859)***
Log Average monthly income / household	-12.66 (-12.74)***	-16.73 (-7.682)***	-12.66 (-20.410)***
Log Gini	11.88 (1.418)	28.76 (4.759)***	11.88 (2.272)**
Unemployment	2.34 (8.410)***	1.43 (6.189)***	2.34 (13.473)***
Log Consumer price index	3.84 (0.899)	12.13 (2.222)**	3.84 (1.442)
จำนวนค่าสังเกต	75	75	75
$\bar{R}^2$	0.893927	0.958665	0.893927

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: 1. ค่าในวงเล็บคือค่า T-statistic

2. เครื่องหมาย ***, ** แสดงนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01, 0.05 ตามลำดับ

จากการประมาณค่าด้วยวิธี Pooled OLS ผลการศึกษาคือ สัดส่วนคนจนมีความสัมพันธ์กับรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือน และอัตราการว่างงาน ถ้ารายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนโดยภาพรวมทั้งประเทศเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนลดลงได้ถึงร้อยละ 12.66 ถ้าอัตราการว่างงานของประชากรในภาพรวมเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะเป็นผลให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.34

ผลการประมาณค่าโดยวิธี Fixed Effects Model พบว่าสัดส่วนคนจนมีความสัมพันธ์กับรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือน ค่าสัมประสิทธิ์นี้ อัตราการว่างงาน และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐาน ถ้ารายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนลดลงร้อยละ 16.73 ถ้าค่าสัมประสิทธิ์นี้เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 28.76 ถ้าอัตราการว่างงานของประชากรเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 1.43 และถ้าดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 12.13

ผลการประมาณค่าโดยวิธี Random Effects Model พบว่าสัดส่วนคนจนมีความสัมพันธ์กับรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือน ค่าสัมประสิทธิ์นี้ และอัตราการว่างงานถ้ารายได้เฉลี่ยของครัวเรือนเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนลดลงร้อยละ 12.66 ถ้าค่าสัมประสิทธิ์นี้เพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 11.88 และถ้าอัตราการว่างงานเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.34

นอกจากนี้ได้ประมาณค่า ความสัมพันธ์โดย Fixed Effects Model โดยระบุตัวแปรหุ่นเพื่อดูความสัมพันธ์แต่ละภาคของประเทศไทยพบว่าค่าสัมประสิทธิ์ของอัตราการว่างงานของภาคตะวันออกเฉียงเหนือ มีนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01 ส่วนค่าสัมประสิทธิ์ของค่าสัมประสิทธิ์นี้ภาคเหนือ และรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนกรุงเทพมหานคร มีนัยสำคัญทางสถิติที่ 0.05 สามารถอธิบายความสัมพันธ์ได้ดังนี้ (ตารางที่ 2)

ถ้าอัตราการว่างงานของภาคตะวันออกเฉียงเหนือเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนภาคตะวันออกเฉียงเหนือเพิ่มขึ้นร้อยละ 2.34 สามารถอธิบายได้จากลักษณะประชากร

ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือที่มีประชากรจำนวนมากเป็นอันดับหนึ่งของประเทศ ทำให้มีกำลังแรงงานในภาคตะวันออกเฉียงเหนือปริมาณมาก โดยแรงงานส่วนใหญ่ของภาคตะวันออกเฉียงเหนือขึ้นอยู่กับภาคการเกษตร รองมาเป็นภาคการเกษตร แต่ด้วยข้อจำกัดในด้านสภาพภูมิอากาศภาคตะวันออกเฉียงเหนือในบางช่วงที่มีสภาพอากาศไม่เอื้อต่อการเพาะปลูกทำให้เกิดการว่างงานมากขึ้นในกลุ่มแรงงานที่เป็นลูกจ้างภาคการเกษตร เมื่อแรงงานกลุ่มนี้ขาดรายได้จึงเป็นผลให้เกิดคนจนมากยิ่งขึ้นในภูมิภาค

ถ้าค่าสัมประสิทธิ์นี้ของภาคเหนือเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนภาคเหนือลดลงร้อยละ 78.91 ซึ่งไม่เป็นไปตามสมมติฐานที่เราวางไว้ หากเราพิจารณาผ่าน Kuznets Hypothesis ที่แสดงถึงความสัมพันธ์ระหว่างการกระจายรายได้กับรายได้ต่อหัว ที่มีลักษณะความสัมพันธ์เป็นตัว U คว้า นั้นหมายความว่ารายได้ต่อหัวที่เพิ่มสูงขึ้นนั้นจะทำให้ค่าสัมประสิทธิ์นี้เพิ่มสูงขึ้น แต่เมื่อรายได้เฉลี่ยต่อหัวเพิ่มสูงขึ้นถึงจุดหนึ่งก็จะทำให้ค่าสัมประสิทธิ์นี้ปรับลดลง ซึ่งเราจะอธิบายความสัมพันธ์ได้ว่าความยากจนจะเปลี่ยนแปลงตามค่าสัมประสิทธิ์นี้ที่กำหนดโดยรายได้ต่อหัว ซึ่งผลการประมาณค่าของภาคเหนือที่ได้นี้อาจเกิดจากค่าสัมประสิทธิ์นี้และรายได้ต่อหัวของภาคเหนือนี้ยังอยู่ในช่วงที่ Kuznets curve มีความชันเป็นบวก จึงทำให้ได้ผลการศึกษาว่าค่าสัมประสิทธิ์นี้ที่เพิ่มขึ้นมีผลให้ความยากจนลดลง เพราะในขณะ Kuznets curve มีความชันเป็นบวกนั้นรายได้ต่อหัวยังคงมีแนวโน้มที่เพิ่มสูงขึ้นได้จนกว่าจะถึงจุดที่จะทำให้ค่าสัมประสิทธิ์ลดลง โดยรายได้ต่อหัวที่เพิ่มสูงขึ้นในช่วงนี้เองที่ส่งผลให้ความยากจนลดลงได้

ถ้ารายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนกรุงเทพมหานครเพิ่มขึ้นร้อยละ 1 จะทำให้สัดส่วนคนจนของกรุงเทพมหานครลดลงร้อยละ 29.37 เนื่องจากกรุงเทพมหานครมีลักษณะเป็นชุมชนเมือง แรงงานโดยส่วนใหญ่จะอยู่ในภาคนอกการเกษตร แหล่งรายได้หลักของประชากรในเขตกรุงเทพมหานครจึงมาจากค่าจ้างและเงินเดือน การใช้จ่ายเพื่อการบริโภคในครัวเรือนจึงต้องอาศัยเงินรายได้จากค่าจ้างและเงินเดือน ทำให้รายได้ถือเป็นปัจจัยที่มีอิทธิพลต่อการเปลี่ยนแปลงภาวะความยากจนของคนในเขตกรุงเทพมหานคร เพราะถ้ารายได้ครัวเรือนลดลงจะทำให้ครัวเรือนยากจนยิ่งเกิดปัญหาความยากจนรุนแรงมากขึ้น ขณะเดียวกันก็อาจจะทำให้

กลุ่มคนใกล้จนหรือกลุ่มที่เสี่ยงจะเป็นคนจนเปลี่ยนแปลงสถานะตนเองเป็นคนจนก็ได้

ตารางที่ 2 ผลการประมาณค่าความสัมพันธ์โดย Fixed Effects Model แบบ LSDV (รายภาค)

ตัวแปรอธิบาย	ตะวันออก เฉียงเหนือ	เหนือ	ใต้	กลาง	กรุงเทพฯ
Constant	0.53 (0.994)	-123.88 (0.114)	-91.7 (0.243)	-6.76 (0.935)	173.49 (0.023)**
lnY	16.72 (0.224)	0.04 (0.998)	5.52 (0.6892)	11.21 (0.427)	-29.37 (0.027)**
lnGINI	-16.20 (0.576)	-78.91 (0.011)**	28.54 (0.3305)	-43.07 (0.205)	42.78 (0.101)
UNEM	2.34 (0.000)***	-0.47 (0.474)	-1.17 (0.381)	0.31 (0.732)	0.015 (0.977)
lnCPI	-42.25 (0.150)	9.45 (0.737)	9.39 (0.766)	-33.053 (0.250)	37.29 (0.172)
$\bar{R}^2$	0.982432				

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: 1. ค่าในวงเล็บคือค่า Probability

2. เครื่องหมาย ***, ** แสดงนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01, 0.05 ตามลำดับ

จากการประมาณค่าความสัมพันธ์โดย Fixed Effects Model ความสัมพันธ์แต่ละภาคจะได้อัตราการว่างงานของภาคตะวันออกเฉียงเหนือมีความสัมพันธ์ในทิศทางเดียวกันกับความยากจน นั่นคืออัตราการว่างงานเพิ่มขึ้นความยากจนในภาคก็สูงขึ้นเช่นกัน ค่าสัมประสิทธิ์ในภาคเหนือสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้ามกับความยากจน นั่นคือค่าสัมประสิทธิ์ที่สูงขึ้นก็จะทำให้ความยากจนลดลง และสุดท้ายรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนกรุงเทพมหานครสัมพันธ์ในทิศทางตรงกันข้าม คือรายได้เฉลี่ยต่อครัวเรือนของคนกรุงเทพฯ เพิ่มขึ้นก็จะทำให้ความยากจนในกรุงเทพฯ ลดลงได้

การวิเคราะห์ความสัมพันธ์พบว่าโดยส่วนใหญ่แล้วตัวแปรทางเศรษฐกิจในแต่ละภาคของประเทศไทยที่ใช้ในการศึกษาต่างไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ นั่นแสดงว่าค่าสัมประสิทธิ์ของตัวแปรต่างๆ ในแต่ละภาคนั้นไม่ได้มีความแตกต่างกัน

จากผลการประมาณค่าโดย Pooled OLS, Fixed Effects Model และ Random Effects Model เราไม่สามารถสรุปได้ว่าวิธีการประมาณค่าแบบใดเป็นวิธีการที่สร้างความน่าเชื่อถือหรือมีประสิทธิภาพมากที่สุด ดังนั้นเราจึงต้องทำการ

ทดสอบ The Hausman Test เพื่อทำการเลือกว่าแบบจำลองใดมีความน่าเชื่อถือหรือมีประสิทธิภาพในการอธิบายผลการศึกษาดีดีที่สุด ระหว่าง Fixed Effects Model และ Random Effects Model

ผลการทดสอบ The Hausman Test พบว่าค่า Hausman Test ChiSq Statistic มีค่าเท่ากับ 113.631 และค่า P-value มีค่าเท่ากับ 0.0000 นั้นแสดงว่าสมมติฐานหลัก (H_0) ที่ว่า Random Effects Model เป็นแบบจำลองที่เหมาะสมและมีประสิทธิภาพถูกปฏิเสธ ณ ระดับนัยสำคัญทางสถิติ 0.01 หรือที่ระดับความเชื่อมั่นร้อยละ 99 หมายความว่าค่าประมาณค่าโดยแบบจำลอง Fixed Effects Model เป็นวิธีที่เหมาะสมที่สุดในการประมาณแบบจำลองที่ใช้ในการศึกษา

จากนั้นประมาณค่าความสัมพันธ์โดยวิธี Dynamic Ordinary Least Square: DOLS ในรูปแบบ Cross-section Fixed effects เพื่อหาความสัมพันธ์เชิงพลวัต ได้ผลการศึกษา ดังนี้

การหาความสัมพันธ์เชิงพลวัตนั้นได้เพิ่มตัวแปรล่าช้า (Lag time) ในการประมาณค่าเพื่อทดสอบว่าตัวแปรต่างๆ ในช่วงเวลาที่ผ่านมา มีความสัมพันธ์อย่างไรกับสัดส่วนคนจนในปัจจุบัน จากการประมาณค่าโดยวิธีกำลังสองน้อยที่สุดเชิงพลวัต (DOLS) แบบ Fixed effects พบว่าตัวแปรรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนในปีก่อน และค่าสัมประสิทธิ์จีในปีก่อน นั้นไม่มีนัยสำคัญทางสถิติ ทำให้ผลการประมาณค่าที่ได้นั้นไม่ได้แตกต่างจากการประมาณค่าด้วยวิธี OLS แบบ Fixed Effects Model นั่นคือ ค่าสัมประสิทธิ์จี และอัตราการว่างงานมีความสัมพันธ์กับความยากจนในทิศทางเดียวกัน และรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนมีความสัมพันธ์กับความยากจนในทิศทางตรงกันข้าม

ตารางที่ 3 ผลการประมาณค่าความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจโดยวิธี Dynamic Ordinary Least Square

ตัวแปรอธิบาย	Fixed Effects
Constant	138.848 (8.725)***
Log Average monthly income / household	-20.575 (-3.849)***
Lag of Log Average monthly income / household	4.862 (0.825)

Log Gini	24.553 (2.249)**
Lag of Log Gini	5.683 (0.480)
Unemployment	1.444 (5.614)***
Log Consumer price index	10.037 (1.376)
จำนวนค่าสังเกต	70
$\bar{R}^2$	0.956256

ที่มา: จากการคำนวณ

หมายเหตุ: 1. ค่าในวงเล็บคือค่า T-statistic

2. เครื่องหมาย ***, ** แสดงนัยสำคัญทางสถิติที่ระดับ 0.01, 0.05 ตามลำดับ

5.สรุปผลการวิจัยและข้อเสนอแนะ

จากการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจ โดยวิธีการประมาณค่าแบบ Fixed Effect Model พบว่า สัดส่วนคนจนมีความสัมพันธ์กับค่าสัมประสิทธิ์จีนิ อัตราการว่างงาน และดัชนีราคาผู้บริโภคพื้นฐานในทิศทางเดียวกัน และสัมพันธ์กันรายได้เฉลี่ยต่อเดือนของครัวเรือนในทิศทางตรงกันข้าม นั่นคือการจะแก้ปัญหาความยากจนนั้นจะต้องให้การสนับสนุนให้เกิดการจ้างงาน สร้างรายได้ และการกระจายรายได้ไปยังกลุ่มประชากร เพิ่มมากขึ้นเพราะจะเป็นการช่วยให้ความยากจนของประชากรลดลง ขณะเดียวกันการรักษาเสถียรภาพของเงินเฟ้อเพื่อไม่ให้ราคาสินค้าสูงเกินไปเพราะราคาที่สูงขึ้นนั้นจะส่งผลต่อค่าครองชีพสูงขึ้นทำให้ความยากจนมีโอกาสเพิ่มสูงขึ้นได้จากผลการประมาณค่า

แนวทางการลดความยากจนจากผลการศึกษา นั้นคือควรมีการบริหารจัดการที่ก่อให้เกิดพัฒนาเศรษฐกิจที่ยั่งยืนและทั่วถึง โดยการสร้างรากฐานทางการเกษตรให้มั่นคงมีระบบประกันความเสี่ยง อันเนื่องมาจากคนจนส่วนใหญ่ขึ้นอยู่กับภาคการเกษตร นอกจากนี้ควรเพิ่มโอกาสของคนจนบนหลักการกระจายโอกาสและผลประโยชน์ไปสู่ประชากรทุกกลุ่ม โดยสร้างโอกาสในการประกอบอาชีพและสร้างรายได้ให้กับประชากรเพิ่มสูงขึ้น สนับสนุนให้เกิดการเข้าถึงทรัพยากรและเงินทุนสำหรับสร้างอาชีพและรายได้ ซึ่งนั่นจะเป็นการช่วยให้ความยากจนลดลงโดยเฉพาะในเขตกรุงเทพมหานคร อันมีรายได้ของครัวเรือนเป็นปัจจัยสำคัญต่อการลดความยากจน ในขณะที่ภาค

ตะวันออกเฉียงเหนือความยากจนจะลดลงได้ดีหากอัตราการว่างงานลดลง โดยจะต้องเพิ่มการสร้างงานและจ้างงานให้มากขึ้น นอกจากนี้การใช้นโยบายเพื่อแก้ปัญหาความยากจนนั้นควรมีการกำหนดกลุ่มเป้าหมายผู้ที่ได้รับประโยชน์อย่างเจาะจง

ในการศึกษาความสัมพันธ์ระหว่างความยากจนกับตัวแปรทางเศรษฐกิจของประเทศไทย ใช้ข้อมูลระดับภาคของประเทศไทย ตั้งแต่ปี 2538 ถึง 2552 รวมทั้งสิ้น 15 ปี ทำให้ค่าสังเกตการณ์ในการศึกษาค่อนข้างต่ำ ในการศึกษารั้งต่อไปควรเพิ่มค่าสังเกตการณ์ให้มากขึ้นโดยการเพิ่มช่วงเวลาในการศึกษาหรือใช้ช่วงเวลาที่แตกต่างกันไปเช่นรายไตรมาส นอกจากนี้ตัวแปรที่ศึกษาเป็นตัวแปรทางเศรษฐกิจทั้งหมด เพื่อความหลากหลายในการศึกษาต่อไป ควรนำตัวแปรทางสังคมอื่นๆเข้ามาศึกษาด้วยเพื่อความหลากหลายในการศึกษารั้งต่อไป เช่น สัดส่วนประชากร ระดับการศึกษาของประชากรในวัยแรงงาน อายุของหัวหน้าครัวเรือน เป็นต้นและทำการศึกษาด้วยวิธีการหรือเทคนิคใหม่ๆ เพื่อที่จะได้ผลการการศึกษาที่ชัดเจนมากและมีความน่าเชื่อถือมากยิ่งขึ้น

เอกสารอ้างอิง

- กระทรวงแรงงาน. 2553. สถานการณ์แรงงานปี 2552. สืบค้นจาก <http://www.mol.go.th> เมื่อวันที่ 14 กุมภาพันธ์ 2554
- รัตนา สายคณิต. 2537. *มหเศรษฐศาสตร์เบื้องต้น*. ครั้งที่ 5. กรุงเทพมหานคร: ไทยวัฒนาพานิชย์จำกัด
- สมชัย จิตสุชน, เจริญจิตร โพธิ์ทอง และจิราภรณ์ แผลงประพันธ์. 2546. การกระจายรายได้ ความยากจน: ปัญหาและแนวทางแก้ไข. กรุงเทพมหานคร: สถาบันวิจัยเพื่อการพัฒนาประเทศไทย.
- สมชัย จิตสุชน. 2545. ความยากจนคืออะไร และวัดได้อย่างไร. *รายงานที่ตีพิมพ์*. ฉบับที่ 12 เดือนพฤษภาคม 2545
- สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ. 2553. *ความยากจนและการกระจายรายได้*. สืบค้นจาก <http://social.nesdb.go.th/> เมื่อวันที่ 30 กันยายน 2553.
- สำนักงานสถิติแห่งชาติ. 2553. *สถิติพื้นฐานที่เป็นอนุกรมเวลา*. สืบค้นจาก <http://service.nso.go.th/> สำนักดัชนีเศรษฐกิจการค้า กระทรวงพาณิชย์. เมื่อวันที่ 30 สิงหาคม 2554.

เงินเพื่อดัชนีราคาผู้บริโภค (CPI). สืบค้นจาก

<http://www.price.moc.go.th> เมื่อวันที่ 30 สิงหาคม 2554.

สำนักพัฒนาฐานข้อมูลและตัวชี้วัดภาวะสังคม, สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ. 2551. รายงานการประเมินความยากจนปี 2550.

สุธี เหลืองอร่ามกุล และพิชัย ชลธิหารพันธ์. ความยากจนกับวิธีการแก้ปัญหาความยากจนของประเทศไทย

Anil B. Deolalika 2002, Poverty, Growth And Inequality in Thailand. ERD Working Paper No. 8. Asian Development Bank.

Azizur Rahman Khan. 2004. Growth, Inequality, and Poverty: A Comparative Study of China's Experience in the Periods before and after the Asian Crisis. **Issues in Employment and Poverty, Discussion Paper No.15**

Baltaji, Badi Ho. 2001. **Econometric analysis of panel data**. 2nd ed. West Sussex: John Wiley & Son.

Breitung, J. 2000. The Local power of some unit root tests for panel data. Available: <http://www.mathematics.Uni-bonn.de/publications/breitung.pdf> (February 20, 2010).

Bruno, M., and W. Easterly. 1998. "Inflation Crises and Long-Run Growth." **Journal of Monetary Economics** 41: 3–26.

Gujarati, Damodar N. 2003. **Basic econometrics**. 4th ed. Singapore: McGraw-Hill.

Levin, A; Lin, C.F and Chu, C. 2002. "Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample prooerties". **Journal of Econometrics** 108:1-24.

Maddala, G.S and Wu, S. 1999. "A comparative study of unit root test with panel data and a new simple test". *Oxford Bulletin of Econometrics and Statistics* 61: 631-52.

Peter C. B. Philips and Hyungsik R. Moon. 2001. Nonstationayr Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Development. Cowles Foundation for Research in Economics Yale University. Paper No 1009.

Peter Warr. 2001. Economic Recovery and Poverty Reduction in Thailand. รายงานการสัมมนา

วิชาการประจำปี 2544 เรื่องยุทธศาสตร์การจัดปัญหาความยากจน วันที่ 24-25 พฤศจิกายน 2544 ณ โรงแรมแอมบาสซาเดอร์ ซิตี้ จอมเทียน ชลบุรี: มูลนิธิชัยพัฒนา สถาบันพัฒนาองค์กรชุมชน สำนักงานคณะกรรมการพัฒนาการเศรษฐกิจและสังคมแห่งชาติ สำนักงานประมาณและสถาบันวิจัยเพื่อการพัฒนาประเทศไทย

Pradeep Agrawal. 2007. Economic Growth and Poverty Reduction: Evidence from Kazakhstan. *Asian Development Review*, vol. 24, no. 2, pp. 90-115 Available: www.adb.org/documents/periodicals/adr/pdf/AD R-Vol24-2-Agrawal.pdf

Shatakshee Dhongde. 2006. Decomposing Spatial Differences in Poverty in India. *Spatial disparities in human development: perspective from Asia*. The United Nations University Press.

Xin Meng, Robert Gregory, Youjuan Wang. 2005. Poverty, Inequality, and Growth in Urban China, 1986-2000. *Journal of Comparative Economics* 33. 710–729.