

I. 서론

거시경제정책을 입안할 때 정책입안자는, 주로 정책 수단이 되는 거시경제변수의 변화가 국가경제에 미치는 총량적 파급효과만을 고려하기 마련이다. 그러나 이러한 거시정책 변화는, 국가경제를 구성하는 하부 단위에 대해서 차별화된 파급효과를 가져올 수 있다. 예컨대 환율 변화는 수입 위주 기업과 수출 위주 기업에 대해 각기 반대 방향의 영향을 미치며, 이자율 변화도 대출을 받은 개인과 대출을 준 개인에 대해 각 반대 방향의 영향을 미친다. 따라서 거시정책 변화는 국가경제에 대한 총량적 영향뿐만 아니라 국가경제의 구성 개체들에 대해 분배적 영향도 갖게 되는 것이다. 지금까지 이러한 거시경제정책의 분배적 파급 효과는 거의 관심을 받지 못했다.

본 논문에서 주목하는 국가경제의 구성 개체는 지역이다. 한 국가를 구성하는 지역경제들은 비록 동일한 국가에 속해 있다 하더라도 부존자원 면에서 다르고 이에 따라 비교우위에 있는 산업과 생산기술 그리고 산업구조가 서로 다르다. 이에 따라 동일한 거시적 충격이지만 각 지역경제는 각기 다른 영향을 받을 수 있다. 예컨대 똑같은 거시적 충격이지만 A지역(산업)은 크게 영향을 받을 수 있고, B지역(산업)은 작게 영향을 받을 수 있으며, 어느 지역(산업)은 양(+)의 영향을 받지만 다른 지역(산업)은 음(-)의 영향을 받는 경우도 있을 수 있다. 따라서 동일한 거시경제변수 변화에 대해 각 지역별로 긍정적인 영향을 받는지 혹은 부정적인 영향을 받는지 또는 충격에 강건한지 아니면 민감한지 등을 분석하는 것은 지역경제에 대해 큰 의미를 갖게 된다.

본 논문은 거시경제변수 중 금리에 초점을 맞추어 금리변화가 지역별로 미치는 차별적 파급효과를 분석하고자 한다. 금리는 대표적인 경기조절변수의 하나로 실물경제에 미치는 파급효과가 매우 크다. 금리

변화가 일반적으로 실물경제에 영향을 미치는 주된 경로는 기업의 투자다. 금리의 변화는 거시경제 총량 변수로서 국가경제 전 부문에 걸쳐 동시에 변화하지만 지역경제에 미치는 파급효과는 지역별 경제 특성에 따라 다를 수 있다. 특히 지역의 산업구조에 따라 지역별 파급효과의 차이가 발생할 것으로 기대되는데, 이것은 산업마다 상이한 투자의 금리 탄력성 때문에 지역의 산업구조가 다르면 지역별 금리변화 파급 효과도 차이가 있을 것이기 때문이다.

지금까지 금리의 차별화된 영향을 계량적으로 분석한 국내외 선행연구들은 주로 산업 간 차별화된 영향 분석에 초점을 맞추어 벡터자기회귀모형(Vector Auto-Regression: VAR)이나 그 변형 모형을 이용하여 분석하였다. Garney and Salmon(1997)은 영국의 산업을 대상으로 벡터오차수정모형을 이용하여 통화정책 효과의 비대칭 여부를 검증하였고, Dedola and Lippi(2000)는 미국, 영국, 프랑스, 독일, 이탈리아를 대상으로 벡터자기회귀모형에 의해 통화정책 변화가 각국의 제조업에 미치는 영향을 분석하였으며, Hayo and Uhlenbrock(2000)는 역시 벡터자기회귀모형을 이용하여 독일의 광공업 부문을 대상으로 통화정책의 산업별 효과를 분석하였다. Raddatz and Rigobon(2003)은 미국에 대해 소비 수요를 내구재, 비내구재, 서비스 등으로 그리고 투자수요를 유사하게 좀 더 상세히 세분한 구조적 벡터자기회귀모형을 이용하여 통화정책의 차별화된 효과를 분석하였다. 우리나라의 경우, 박형근·김병조(2003)가 벡터자기회귀모형을 이용하여 우리나라 제조업의 중분류 및 세분류 업종별로 통화정책 효과를 비교 분석하였고, 박강우(2009)는 요인부가 벡터자기회귀모형(Factor-Augmented VAR)을 이용하여 기본분류수준(5 digit)에서 통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과를 분석하였다.

이들 금리변화 효과의 선행연구들은 주로 국가

거시경제 혹은 국가경제의 산업 부문을 분석대상으로 한 반면 지역별로 차별화된 영향을 고려한 연구는 연구진의 지식 범위 안에서 희소하였다. Hayo and Uhlenbrock(2000)은 벡터자기회귀모형을 이용하여 통화정책 효과가 독일의 지역별로 차이가 있는지를 분석하였다. Arnold(1999)는 유럽의 68개 지역 GDP 자료에 벡터자기회귀모형을 적용하여 통화정책의 지역 간 전파경로를 분석하였다. Ridhwan et al.(2011)은 인도네시아의 26개 지역 각각에 대해 지역 산출량을 포함하는 별도의 벡터자기회귀모형을 적용하여 통화정책의 지역별 효과를 분석하였다. 그러나 이들 연구가 채택한 벡터자기회귀모형은 모두 지역 수준의 변수를 하나만 포함시키거나 지역별 산업 수준의 변수를 하나만 포함시킴으로써 지역 간 혹은 산업 간 파급효과가 고려되지 않은 단순한 분석만을 시도하였다. 또한 지역별, 산업별 변수들을 포함하는 분석(Hayo and Uhlenbrock, 2000)도 지역 수준의 시계열자료가 열악한 우리나라 상황에서는 적용이 거의 불가능하다. 본 논문에서는 우리나라 지역 수준에서 이용 가능한 자료현황을 고려하면서 지역 간 그리고 산업 간 파급효과를 분석에 반영하고 또한 지역별, 산업별로 생산, 부가가치, 가계소득, 산출물가격 변화, 요소가격 변화 등의 다양한 분석이 가능한 모형을 구축하였으며, 이러한 점에서 선행연구들과 차별화된 기여가 있다.

금리변화의 경제 파급효과 분석에는 다양한 모형이 고려될 수 있으나 본 논문은 대부분 일반균형 관점에서 접근하는 모형으로서 CGE(Computable General Equilibrium)모형을 채택한다. CGE모형은 일반균형 상태로 가정된 경제상황을 수치적 해의 형태로 풀어낸 모형이다. 이때 일반균형 상태란 경제 내 소비자가 효용을 극대화하도록 재화서비스의 소비량과 생산요소의 공급량을 결정하고 있으며 모든 기업이 이윤을 극대화하고 있는 상태에서 모든 시장에서의 수요와

공급이 일치하고 있는 상태를 의미한다.

CGE모형은 먼저 시장균형조건을 만족하는 기준해(Reference Solution)를 도출하고 시나리오를 통해 정책 외생변수에 충격을 준 다음 기준 해와 외생적 충격이 가해진 후의 해를 비교하여 정책의 효과를 계산하는 과정을 거친다. 이러한 분석과정을 통해 산업 부문 간 파급효과(spillover effect) 및 가격 변화에 따른 수요와 공급의 반응이 포함된 분석 결과를 도출할 수 있다. CGE모형은 시간의 구분에 따라 정태모형과 동태모형으로, 지역구분에 따라 단일지역과 다지역 모형으로 구분되는데, 본 논문에서는 금리의 변화에 따른 지역별, 산업별 효과를 상세한 분류수준에서 분석하기 위하여 다지역 정태 CGE모형을 사용하였다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 본 논문에서 설정한 분석모형인 다지역 정태 CGE모형의 구조를 설명하였고, 제III장에서는 자료의 출처와 모형에서 설정한 가정을 수록하였다. 제IV장에서는 금리변화의 효과에 대한 실증분석 결과를 정리하였고, 제V장에서는 결론을 수록하였다.

II. 분석모형의 구조

다지역 정태 CGE모형은 지역별 생산 부문, 가계 부문과 같은 경제주체의 행태방정식과 소비, 투자 등의 거시경제 방정식을 통해 구성된다.

1. 생산 부문

먼저 본 논문의 표기법을 설명하면, 각 모수와 생산함수에 따라 모수와 대체탄력성을 하첨자로 다르게 표기하였으며, 또한 하첨자에 산업(i) 및 지역(r)에 따른 구분을 명시함으로써 생산함수를 구분한다. 지역의 단위생산함수는 다음과 같은 국내재(XD_{ir}) 및 수

입재(XM_{ir})의 CES 함수로 구성된 중간재투입(XT_{ir})과 본원적 생산요소투입(VA_{ir})의 CES 함수다. 국내재투입은 중간투입재들의 Leontief 함수로 가정된다. 그리고 γ 는 CES 함수의 모수이며 ρ 는 CES 함수의 대체탄력성을 의미한다. 그리고 L_{ir} 은 노동수요량을, K_{ir} 는 자본수요량을 의미한다.

$$Y_{ir} = \gamma_{y,ir} [\alpha_{y,ir} XT_{ir}^{\rho_y} + (1 - \alpha_{y,ir}) VA_{ir}^{\rho_y}]^{\frac{1}{\rho_y}} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

$$XT_{ir} = \gamma_{T,ir} [\alpha_{T,ir} XD_{ir}^{\rho_d} + (1 - \alpha_{T,ir}) XM_{ir}^{\rho_d}]^{1 - \rho_d} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$$XD_{ir} = \text{Min} \left[\frac{ddf m_{1,ir}}{\alpha_{1,ir}}, \dots, \frac{ddf m_{n,ir}}{\alpha_{n,ir}} \right] \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

$$VA_{ir} = \gamma_{v,ir} [\alpha_{L,ir} L_{ir}^{\rho} + (1 - \alpha_{L,ir}) K_{ir}^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}} \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

따라서 생산자는 비용최소화 모형에 의해 최적 투입물의 양을 결정한다. 단, ps_{jr} 는 지역 간 불완전 대체재의 가격을, pm_{ir} 은 수입재의 가격을, w_r 는 임금, 그리고 rk_r 는 자본가격을 의미한다.

$$\text{Min.} \sum_{j=1}^n ps_{jr} ddf m_{jr} + pm_{ir} XM_{ir} + w_r L_{ir} + rk_r K_{ir} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

s.t.

$$Y_{ir} = \gamma_{y,ir} [\alpha_{d,ir} XD_{ir}^{\rho} + \alpha_{m,ir} XM_{ir}^{\rho} + \alpha_{v,ir} VA_{ir}^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

$$XD_{ir} = \text{Min} \left[\frac{ddf m_{1,ir}}{\alpha_1}, \dots, \frac{ddf m_{n,ir}}{\alpha_n} \right] \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

$$VA_{ir} = \gamma_{v,ir} [\alpha_{L,ir} L_{ir}^{\rho} + (1 - \alpha_{L,ir}) K_{ir}^{\rho}]^{\frac{1}{\rho}} \quad \langle \text{식 8} \rangle$$

위 비용최소화 문제에 의해 생산자의 단위 비용함수는 <식 9>와 나타낼 수 있다. 단, $\sigma = 1 / 1 + \rho$ 로 생산함수의 대체탄력성을 통해 다시 계산된 비용함수의 대체탄력성을 의미한다.

$$\text{Cost}_{Y,ir} = \left[\left\{ \frac{1}{\gamma_{y,ir}} \left(\sum_{j=1}^n \alpha_{n,ir}^{\sigma_d} ddf m_{jr}^{1 - \sigma_d} + \alpha_{m,ir}^{\sigma_d} pm_{ir}^{\sigma_d} \right)^{\frac{1}{1 - \sigma_d}} \right\}^{\sigma} + \left\{ \frac{1}{\gamma_{v,ir}} \left(\alpha_{L,ir}^{\sigma_v} w_r^{1 - \sigma_v} + (1 - \alpha_{L,ir}) r_r^{1 - \sigma_v} \right)^{\frac{1}{1 - \sigma_v}} \right\}^{\sigma} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma}} \quad \langle \text{식 9} \rangle$$

지역의 생산은 국내재 생산과 수출재 생산으로 구성되며 이는 CET 함수를 통해 <식 10>과 같은 불완전 대체관계로 표현된다.

$$Y_{ir} = \gamma_{XE,ir} \left[\alpha_{XE,ir} XD_{ir}^{\rho_{XE}} + (1 - \alpha_{XE,ir}) XE_{ir}^{\rho_{XE}} \right]^{\frac{1}{\rho_{XE}}} \quad \langle \text{식 10} \rangle$$

국제무역에 대한 CET 가정은 고전적 무역이론이 설명하지 못하는 동일재화에 대한 수출재와 국내재의 생산에 대해 설명해준다. 다음과 같은 생산에 대한 가정을 통해 수입국대화 문제를 도출할 수 있으며 이를 통해 다음과 같은 수입함수를 도출할 수 있다.

$$\text{Max.} \quad pd_{ir} XD_{ir} + pe_{ir} XE_{ir} \quad \langle \text{식 11} \rangle$$

s.t. $Y_{ir} = \gamma_{XE,ir} \left[\alpha_{XE,ir} XD_{ir}^{\rho_{XE}} + (1 - \alpha_{XE,ir}) XE_{ir}^{\rho_{XE}} \right]^{\frac{1}{\rho_{XE}}}$

$$\text{Revenue}_{XE,ir} = \frac{1}{\gamma_{XE,ir}} \left[\alpha_{XE,ir}^{\sigma_{XE}} pd_{ir}^{1 - \sigma_{XE}} + (1 - \alpha_{XE,ir})^{\sigma_{XE}} pe_{ir}^{1 - \sigma_{XE}} \right]^{\frac{1}{1 - \sigma_{XE}}} \quad \langle \text{식 12} \rangle$$

지역 간의 이입은 불완전 대체함수에 의해 이루어진다고 가정한다. 이는 국제무역에 대한 Armington(1969)의 가정을 지역 내 이출입에 적용한 것으로 수입재와 국내재의 공급을 CES 함수형태의 불완전 대체재로 가정한 것과 마찬가지로 지역 간의 이입이 불완전 대체관계에 의해 이루어진다고 본다. 지역 간의 이입은 재화에 대한 지출액과 수송비의 합으로 가정한다.

$$XS_{ir} = \gamma_{s,ir} \left(\sum_{s=1}^6 \alpha_{isr}^D XD_{isr}^{\rho_x} + \alpha_{isr} Y_{ir}^{\rho_x} \right)^{\frac{1}{\rho_x}} \quad \langle \text{식 13} \rangle$$

XS_{ir} 는 지역 간의 불완전 대체재를 의미하며 생산과정에서는 중간투입재로 사용된다. 따라서 생산자는 지역 간의 불완전 대체재 생산에 있어 다음과 같은 비용최소화문제에 직면한다.

$$\begin{aligned} & \text{Min. } \sum_{s=1}^6 pd_j XD_{jsr} + pYT_{ir} \\ & \text{s.t.} \\ & XS_{ir} = \gamma_{s,ir} \left(\sum_{s=1}^6 \alpha_{Disr} XD_{isr}^{\rho_x} + \alpha_{T,ir} YT_{ir}^{\rho_x} \right)^{\frac{1}{\rho_x}} \end{aligned} \quad \langle \text{식 14} \rangle$$

비용최소화모형을 통해 <식 15>의 지역 간 불완전 대체재에 대한 단위비용함수가 도출된다.

$$Cost_{X,ir} = \frac{1}{\gamma_{x,ir}} \left(\sum_{s=1}^6 \alpha_{Disr}^{\sigma_x} pd_j^{\sigma_x} + \alpha_{T,ir}^{\sigma_x} p^{\sigma_x} \right)^{\frac{1}{\sigma_x - 1}} \quad \langle \text{식 15} \rangle$$

2. 가계 부문

가계의 소비행위는 <식 16>과 같은 지출제약하에서 가계소비(C_r)의 정태적 효용극대화에 의해 결정된다. 단, 조세의 경우 가계는 소득세와 지방세를 납부하는 것으로 가정하였다.

$$\text{Max. } U(C_r),$$

s.t.

$$pc_r C_r + Sav_{h,r} + Tax_r = w_r \omega_r^L + rk_r \omega_r^K$$

단, $Sav_{h,r}$: 가계저축, Tax_r : 조세(소득세+지방세), ω_r^L : 노동부존량, ω_r^K : 자본부존량

<식 16>

가계의 소비함수는 다음과 같은 가계 소비재의 CES 함수로 구성되며, 가계의 소비재는 국내재와 수입재의 불완전 대체재로 가정하였다.

$$C_r = \gamma_{c,r} \left[\sum_{i=1}^n \alpha_{c,ir} XD_{ir}^{\rho_c} + \left(1 - \sum_{i=1}^n \alpha_{c,ir} \right) XM_{ir}^{\rho_c} \right]^{\frac{1}{\rho_c}} \quad \langle \text{식 17} \rangle$$

3. 정부 부문

정부 부문은 중앙정부와 지방정부를 통합하여 16개 지역으로 다시 분리하였다. 개별지역 정부 부문의 수입은 조세수입(Tr_r)과 중앙정부로부터의 교부금(R_r)으로 구성되며, 개별정부의 지출은 각 지역의 정부지출(G_{ir}) 및 정부저축($Sav_{g,r}$)으로 구성된다. 단, 중앙정부의 교부금 지출은 전액 수도권 정부 부문에 계상하였다. 그리고 정부의 예산균형은 매년 균형이 달성되는 기간별 예산균형과 전 기간에 걸쳐 균형이 달성되는 전 기간 예산균형을 고려할 수 있다(김영덕·조경엽, 2006). 본 논문에서는 기간별 예산균형이 달성된다고 가정하였다. 이를 고려한 개별지역 정부의 예산 제약 식은 <식 18>과 같다.

$$pg_r G_r = Tr_r + R_r - Sav_{g,r} - \sum_r R_{r,capital} \quad \langle \text{식 18} \rangle$$

정부지출 함수는 다음과 같은 국내소비재의 CES 함수로 구성된다.

$$G_r = \gamma_{g,r} \left[\sum_{i=1}^n \alpha_{g,ir} X D_{ir}^{\rho_g} \right]^{\frac{1}{\rho_g}} \quad \langle \text{식 19} \rangle$$

4. 거시경제 균형조건(Macro Closure)

거시경제 균형조건이란 거시경제의 전반적인 시장 청산조건을 말하며, 이는 투자와 저축의 균형에 의해 결정된다. 지역별 총 투자함수(Inv_r)는 <식 20>과 같은 부문별 투자수요(ID_{ir})의 CES 함수로 구성된다.

$$Inv_r = \gamma_{v,r} \left[\sum_{i=1}^n \alpha_{v,ir} ID_{ir}^{\rho_v} \right]^{\frac{1}{\rho_v}} \quad \langle \text{식 20} \rangle$$

지역별 총 저축(Sav_r)은 <식 21>과 같이 지역별 가계저축과 정부저축의 합으로 구성된다.

$$Sav_r = Sav_{h,r} + Sav_{g,r} \quad \langle \text{식 21} \rangle$$

거시경제 균형은 <식 22>와 같이 금리(ir)에 의해 투자와 저축이 일치하는 상태에서 결정되는 것으로 모형을 설정하였다.

$$Inv_r(ir) = Sav_r(ir) \quad \langle \text{식 22} \rangle$$

5. 지역 간 수송서비스

일국 다지역 모형에서는 지역 간의 교역에 드는 비용을 추가로 계상하기 위해 수송 부문을 모형 내의 내생변수로 취급한다. 수송 부문은 <식 23>과 같이 결정된다.

$$YT = \gamma_y \left(\sum_{i=1}^n \sum_{r=1}^6 X D_{ir}^{\rho_y} \right)^{\frac{1}{\rho_y}} \quad \langle \text{식 23} \rangle$$

6. 균형조건

CGE모형의 해는 0이윤조건, 시장청산조건 및 소득 균형조건에 의해 결정된다. 0이윤조건은 생산자의 이윤이 0이 되어야 한다는 조건으로 <식 24>와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} & -\Pi_{ir}(\vec{P}) \times Y_{ir} \\ & = [Cost_{ir}(\vec{P}) - Revenue_{ir}(\vec{P})] \times Y_{ir} = 0 \end{aligned} \quad \langle \text{식 24} \rangle$$

시장청산조건은 수요와 공급의 일치를 의미하는 조건이다. 비용함수에 Shepard's Lemma 공식을 적용하면 공급함수는 $\sum y_{ir} \frac{\partial \Pi_{ir}(\vec{P})}{\partial p_{jr}}$ 가 된다(Rutherford, 1997). 그리고 MCP(Mixed Complementarity Problem)조건에 의해 가격변수들이 시장청산조건에 연동되므로 시장청산조건은 <식 25>와 같이 표현된다.

$$\left[\sum_i y_{ir} \frac{\partial \Pi_{ir}(\vec{P})}{\partial p_{jr}} + \omega_{ir} - d_{ir}(p_{ir}, M_r) \right] \times P_{ir} = 0 \quad \langle \text{식 25} \rangle$$

소득균형조건은 수요부문의 자산이 요소소득과 일치해야 한다는 조건이며, MCP 조건에서 소득변수와 연동된다. 따라서 <식 26>과 같이 표현된다.

$$\left[M_r - \sum_i P_{ir} \times \omega_{ir} \right] \times M_r = 0 \quad \langle \text{식 26} \rangle$$

III. 자료 및 모형의 가정

1. 모수 및 대체탄력성

일반균형모형의 해(Solution)는 모수와 외생변수값들의 함수가 된다. CGE모형의 해 역시 마찬가지다. 따라서 모형의 해를 도출하기 위해서는 설정된 모형

의 모수 값이 결정되어야 한다. CGE모형 내에는 가중치 모수(Share Parameter)와 CES 함수의 대체탄력성 두 가지 모수가 존재한다. 가중치 모수는 모형 내에서 계산되는 모수로 기준연도의 SAM으로부터 추정된다.

가중치 모수가 결정되는 방식은 다음과 같다. 만약 CES 함수 형태가 <식 26>과 같다면 이 함수는 <식 27>과 같은 Calibrated Share Form으로 변환되며 <식 27>을 이용하여 비용최소화 문제를 풀면 <식 28>과 같은 Calibrated Share Form의 비용함수가 도출된다.

$$Y_{ir} = \gamma [\alpha L_{ir}^\rho + (1-\alpha) K_{ir}^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad \langle \text{식 27} \rangle$$

$$Y_{ir} = \bar{Y}_{ir} [\theta (\frac{L_{ir}}{\bar{L}_{ir}})^\rho + (1-\theta) (\frac{K_{ir}}{\bar{K}_{ir}})^\rho]^{\frac{1}{\rho}} \quad \langle \text{식 28} \rangle$$

$$C_{ir} = \bar{C}_{ir} [\theta (\frac{w_r}{\bar{w}_r})^{1-\sigma} + (1-\theta) (\frac{r_r}{\bar{r}_r})^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \langle \text{식 29} \rangle$$

$$\text{단, } \bar{C}_{ir} = \bar{w}_r \bar{L}_{ir} + \bar{r}_r \bar{K}_{ir}, \theta = \frac{\bar{w}_r \bar{L}_{ir}}{\bar{w}_r \bar{L}_{ir} + \bar{r}_r \bar{K}_{ir}}$$

이처럼 모형 내 모수 값들을 CGE모형의 해결정 방식에 맞게 도출하는 과정을 Calibration이라고 하며 모형 내 가중치 모수 값들은 Calibration에 의해 자동으로 계산된다.

그러나 CGE모형의 모든 모수가 Calibration 과정에 의해서 결정될 수는 없다. 따라서 CES 함수의 대체탄력성은 모형 외부에서 추정되거나 결정되어야 한다. 일반적으로 대체탄력성 값들은 모형 내에서 레온티에프 함수나 콥-더글라스 함수와 같은 특정한 함수형태에 의해 가정되거나 또는 기존 연구의 탄력성 값들을 원용하여 사용하거나 계량경제학적인 방법에 따라 추정하여 사용한다.

대부분의 선행연구는 직접 추정방법보다는 외부

문헌으로부터 대체탄력성을 원용하여 사용하는 방법을 채택한다. 그 이유는 CGE모형의 대체탄력성의 경우 긴 시계열자료가 필요하며 추정하는 데 상당한 시간과 노력이 투입되기 때문이다. 특히 국내 연구의 경우 자료 확보에 어려움이 있어 더욱 외부문헌으로부터 탄력성을 인용하는 사례가 많은 것이 특징이다. 이처럼 외부문헌의 대체탄력성을 그대로 가져다 쓸 경우 발생할 수 있는 모형 내 문제점은 바로 모형의 현실성 문제다. 특히 이러한 문제는 해외 문헌의 대체탄력성을 원용할 때 발생하는 문제이므로 본 논문에서는 가급적 해외문헌의 대체탄력성 인용을 자제하였다.

본 논문에서는 부가치 함수와 가계의 소비함수의 경우 콥-더글라스 함수를 가정하여 대체탄력성을 1로 설정하였다. 또한 아밍턴 함수와 CET 함수의 대체탄력성은 기존 문헌에서 사용하는 탄력성 값인 2~4의 평균값 3을 사용하였고 나머지 함수는 레온티에프 함수를 가정하여 대체탄력성을 0으로 설정하였다.

2. 사회계정행렬(SAM)의 구축

CGE모형에는 SAM이라는 특수한 형태의 데이터가 입력되어 균형해가 도출된다. SAM이란 사회계정행렬(Social Accounting Matrix)의 약자로 한 경제의 산업 및 제도적 경제주체들의 생산 및 소비의 순환과정(circular process)을 데이터로 나타낸 것이다. 한 경제의 흐름은 본원적 생산요소 투입 및 중간재 투입, 생산, 소비지출 및 투자지출 그리고 생산요소로부터 기인하는 가계의 소득 및 정부의 조세수입 및 저축 등으로 구성된다. SAM은 산업 부문 자료의 경우 한 경제의 투입 및 산출구조를 나타낸 데이터인 투입산출표(Input-Output Table)에 근거하여 작성되며 제도 부문의 자료인 경우 국민계정의 자료로부터 작성된

표 1_ 지역분류표

구분	지역	구분	지역	구분	지역	구분	지역
r1	서울	r5	충북	r9	전남	r13	울산
r2	인천	r6	충남	r10	대구	r14	경남
r3	경기	r7	광주	r11	경북	r15	강원
r4	대전	r8	전북	r12	부산	r16	제주

표 2_ 산업분류표

구분	산업	구분	산업	구분	산업
s1	농림수산물	s11	전기기기	s21	정보통신
s2	광산품	s12	전자기기	s22	금융 및 보험
s3	음식료품	s13	정밀기기	s23	부동산
s4	섬유 및 가죽제품	s14	수송장비	s24	사업 서비스
s5	목재종이 인쇄출판	s15	가구 및 기타 제조업 제품	s25	공공행정 및 국방
s6	석유화학	s16	전력, 가스, 수도	s26	교육 서비스
s7	비금속 광물제품	s17	건설	s27	보건 및 사회복지
s8	제1차 금속제품	s18	도소매	s28	기타
s9	금속제품	s19	음식점 및 숙박		
s10	일반기계	s20	운수 및 보관		

다. 투입산출표와 국민계정의 통계적 불일치의 조정은 자본계정을 이용하여 조정하였다. 본 논문에서는 다지역 모형을 사용하여, 2005년 지역산업연관표로부터 자료를 추출하였다. 분석 대상지역은 2005년 지역산업연관표의 지역 구분인 16개 시·도로 구성하였으며 산업은 총 28개 산업으로 분류하였다. 지역 및 산업의 분류는 <표 1, 2>와 같다.

IV. 실증분석 결과

CGE모형을 통한 실증분석 결과는 시나리오 분석을 통한 정책분석을 통해 이루어진다. 시나리오 분석을 실시하기 위해서는 다음과 같은 절차를 따라야 한다. 먼저 기준 시나리오(Reference Scenario)를 설정하여

기준 해를 구하고, 정책변수를 적절히 바꾸는 정책 시나리오를 실시한 다음 이때 실현되는 새로운 해를 구하여 기존의 해와 새로운 해를 비교함으로써 금리변화 정책의 효과를 분석한다.

본 논문에서는 다음과 같은 금리시나리오를 설정하였다. 먼저 기준시나리오하에서의 금리는 2012년 1월부터 10월의 평균 콜금리인 3%를 가정하였다. 그 다음 금리가 기준시나리오하에서의 금리보다 10% 오른 3.3%가 되는 상황을 상정하여 정책시나리오를 분석하였다. 금리상승이 경제에 미치는 영향은 크게 두 가지로 설명할 수 있는데, 첫째, 금리상승에 따른 기업들의 조달금리 인상으로 인한 생산비용 증가와 둘째로 금리상승에 따른 지역별 총 투자수요의 감소다. 이러한 효과를 모형 내에 나타내기 위해 금리상승 시나리오를 두 가지 경로를 통해 표현하였는데, 하나는 기업의 자본가격(r_k)의 벤치마크 수치 변화이고 다른 하나는 거시균형조건의 내생변수로 표현된 금리(i_r)의 벤치마크 수치 변화다. 전자는 생산비용 증가효과를 모형에 반영하게 되며 후자는 투자수요 감소효과를 모형에 반영하게 된다. 본 논문에서는 두 내생변수의 벤치마크 수치가 동시에 변화하는 것을 시나리오로 설정하여 금리상승 효과를 분석하였다.

시나리오 분석 결과는 다음과 같다. 콜금리가 10% 상승하였을 때 지역별 경제에 미치는 영향을 살펴보면, 대부분의 지역에서 GRDP가 감소하는 것으로 나타났으나 경기, 대구, 경남은 영향을 받지 않는 것으로 분석되었고 인천은 0.1% GRDP가 증가하는 것으로 나타났다. 1차산업 생산의 경우는 대전, 전북, 전남, 경북, 강원, 제주는 GRDP가 감소하고 서울, 인천, 광주, 대구, 부산, 울산, 경남은 GRDP가 증가하는 것으로 나타났다. 2차산업의 경우는 모든 지역에서 불리한 영향을 받는 것으로 나타났는데 이는 건설업의 부정적인 영향이 크기 때문으로 분석되었다. 3차산업의 경우는 서울, 인천, 충북, 광주, 전북, 대구,

부산, 경남, 강원, 제주의 대부분 지역에서 부정적 영향을 받고 경기와 대전은 영향이 없는 것으로 나타났으며 충남, 경북, 울산과 같이 긍정적 영향을 받는 지역도 일부 있었다. 광역권별로 효과를 살펴보면 전라권의 GRDP 감소가 0.5%로 가장 큰 것으로 나타났고 수도권은 생산에 변화가 없는 것으로 나타났다. 그러나 2차산업 생산의 경우 수도권은 0.8%의 생산 감소를 나타내는 것으로 분석되었는데 이는 전라권의 1.6% 생산감소에 이어 광역권 중 두 번째로 많은 생산감소율을 나타낸 것이다. 대경권의 경우 GRDP 감소는 0.2%로 비교적 낮은 감소율을 나타냈으나 제조업의 경우 수도권과 마찬가지로 0.8%의 높은 감소율을 나타냈다. 콜금리 10% 상승에 따른 지역별 생산 파급효과를 변화율로 계산한 결과는 <표 3>과 같다.

<표 4>에서는 대경권의 주력 산업 부문인 섬유 및 가죽제품, 석유화학, 제1차 금속제품, 일반기계, 전기기기, 전자기기, 건설, 도소매, 부동산 등 9개 산업 부

문에 초점을 맞추어 지역별 산업생산 파급효과를 세부적으로 표현하였다. 분석대상 산업을 대경권 주력

표 3_ 콜금리 10% 상승 시 지역별 생산변화율
(단위: %)

구분	GRDP	1차산업	2차산업	제조업	3차산업
서울	-0.1	0.2	-3.3	0.6	-0.2
인천	0.1	0.3	-0.1	0.6	-0.3
경기	0.0	0.0	-0.3	-0.1	0.0
대전	-0.2	-1.0	-1.1	-0.7	0.0
충북	-0.2	-0.1	-0.7	-0.1	-0.2
충남	-0.2	-0.2	-0.6	-0.4	0.1
광주	-0.1	0.3	-0.8	0.1	-0.3
전북	-0.3	-0.4	-1.2	-0.5	-0.1
전남	-0.8	-1.1	-1.5	-1.7	1.1
대구	0.0	0.1	-0.5	0.5	0.3
경북	-0.3	-0.2	-0.8	-0.6	0.3
부산	-0.1	0.6	-1.0	0.2	-0.3
울산	-0.3	0.2	-0.5	-0.4	0.4
경남	0.0	0.5	-0.3	0.4	-0.5
강원	-0.2	-0.2	-1.7	-0.3	-0.2
제주	-0.3	-0.8	-3.2	-0.9	-0.1

표 4_ 주요 산업의 콜금리 10% 상승 시 지역별 생산변화율

(단위: %)

구분	섬유	석유화학	1차금속	기계	전기	전자	수송장비	건설	도소매	부동산
서울	0.9	0.7	2.7	-0.5	-0.3	0.3	0.7	-8.2	0.6	-1.1
인천	0.7	0.7	0.7	0.5	0.6	0.6	0.5	-6.1	0.2	-1.9
경기	0.1	0.0	-0.3	-0.3	-0.2	-0.1	0.0	-1.7	0.0	-0.7
대전	-0.2	-0.9	-0.8	-0.8	-0.7	-0.5	-0.9	-2.2	-0.6	-0.7
충북	0.1	0.0	0.0	-0.7	-0.2	-0.1	0.0	-4.9	0.1	-0.5
충남	-0.3	-0.4	-0.5	-0.7	-0.5	-0.4	-0.4	-2.8	-0.2	0.3
광주	0.3	0.1	0.4	-0.1	0.1	0.0	0.1	-6.3	0.3	-1.2
전북	-0.2	-0.4	-0.3	-0.8	-0.7	-0.5	-0.4	-4.5	-0.2	-0.5
전남	-1.3	-1.7	-1.8	-1.1	-1.0	-1.6	-1.5	-0.3	-0.5	2.7
대구	0.6	0.6	0.8	0.5	0.2	0.4	0.8	-4.8	0.6	-1.9
경북	-0.5	-0.6	-0.6	-1.2	-0.9	-0.6	-0.6	-4.3	-0.1	1.1
부산	0.5	0.2	0.5	0.2	0.0	0.4	0.3	-5.8	0.4	-1.4
울산	-0.2	-0.3	-0.4	-0.6	-0.6	-0.3	-0.3	-6.3	0.0	0.8
경남	0.6	0.5	0.6	0.3	0.4	0.4	0.5	-6.2	0.5	-1.5
강원	0.2	0.0	-0.2	-0.6	-0.7	-0.1	-0.1	-4.0	0.0	-0.9
제주	-0.1	-1.1	19.6	-1.8	-1.2	-0.5	-1.0	-5.1	-0.4	-0.2

산업으로 선정된 것은 우리나라의 주요 제조업종과 도소매 및 부동산업종 등 비중이 큰 서비스 업종 또한 포함하고 있기 때문이다. 제조업의 경우는 대전, 충남, 전북, 전남, 경북, 울산, 제주에서 거의 모든 산업 부문의 생산이 감소하였으며, 서울, 경기, 충북, 광주, 강원 등은 생산 파급효과가 산업별로 혼재되어 나타났다. 반면에 인천, 대구, 부산, 경남에서는 대부분의 제조업 생산이 늘어나는 것으로 분석되었다. 건설은 경기, 대전, 충남, 전남 지역을 제외한 나머지 대부분 지역에서 5%에 가깝거나 그 이상의 큰 생산 감소효과를 받는 것으로 나타났다. 도소매와 부동산은 전자보다 후자가 상대적으로 더 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 도소매의 경우 생산 증가효과를 받는 지역이 상대적으로 더 많은데 반하여, 부동산은 생산 감소효과가 나타나는 지역이 상대적으로 더 많았다.

이처럼 금리상승이 지역별 그리고 산업별로 차별화된 영향을 미치는 것은 생산과정에 투입되는 자본집약도가 주된 이유일 것으로 추측할 수 있다. 즉, 지역이나 산업의 자본집약도가 높을수록 금리상승에 따른 생산 감소효과가 클 것이며, 반대일수록 금리상승에 따라 상대적으로 낮아진 다른 생산요소(노동) 가격의 효과를 받아 생산 감소효과가 작거나 생산이 증가하는 효과까지 발생할 수 있을 것이다. <그림 1>은 각 산업별로 지역에 걸친 자본집약도와 생산변화율 간의 상관계수를 보여주고 있으며, <그림 2>는 각 지역별로 산업에 걸친 자본집약도와 생산변화율 간의 상관계수를 보여주고 있다. 그림에서 보면, 자본집약도와 생산변화율 간에 음의 상관관계가 존재하는 산업이나 지역이 그렇지 않은 산업이나 지역보다 더 많다는 것을 볼 수 있다. 즉, 대체로 각 산업이나 지역에서 자본집약도가 높을수록 금리상승에 따라 생산이 더 크게 감소

하는 관계가 존재한다. 이러한 효과는 각 산업에서 지역에 걸친 상관관계(<그림 1> 참조)보다는 각 지역에서 산업에 걸친 상관관계(<그림 2> 참조)가 더 뚜렷하게 나타났다.

<표 5>에서는 금리의 10% 상승 시 주요 산업 부문의 상대가격 변화를 지역별로 나타내고 있는데, 결과를 보면 금리상승에 따라 전남을 제외한 대부분 지역에서 주요 산업 부문의 상대가격이 하락한 것을 볼 수 있다. 다만 부동산은 모든 지역에서 상대가격이 증가하였고 제1차 금속제품은 전남과 경북에서는 상승하는 것으로 나타났으며 강원에서는 영향을 받지 않은 것으로 나타났다. 그리고 전남에서는 건설을 제외한 나머지 주요 산업 부문의 상대가격이 증가하는 것으로 나타났다. 이처럼 차별화된 금리상승의 상대가격 효과의 요인으로서 역시 각 지역의 산업별 자본집약

그림 1 _ 산업별 생산변화율과 자본집약도의 상관계수

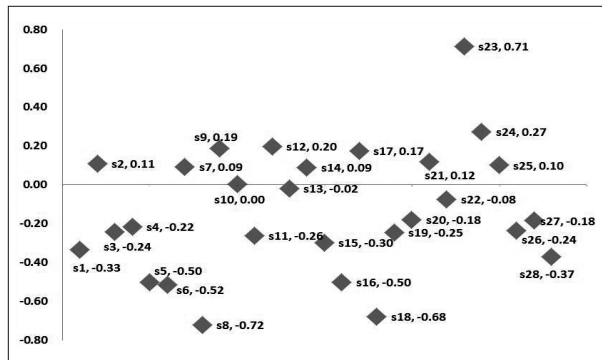


그림 2 _ 지역별 생산변화율과 자본집약도의 상관계수

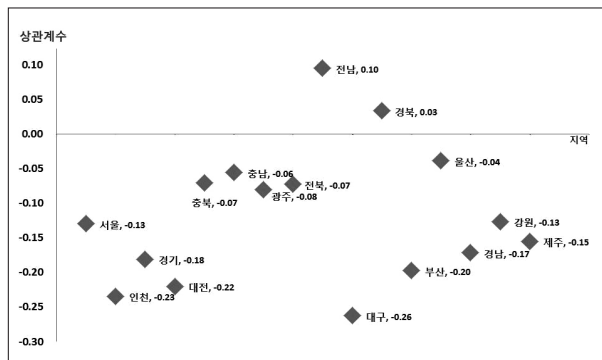


표 5_ 콜금리 10% 상승 시 지역별 상대가격 변화

구분	섬유	석유화학	1차금속	기계	전기	전자	수송장비	건설	도소매	부동산
서울	0.986	0.991	0.994	0.988	0.989	0.995	0.989	0.983	0.996	1.020
인천	0.984	0.988	0.992	0.985	0.985	0.990	0.984	0.980	0.994	1.016
경기	0.992	0.994	0.997	0.990	0.992	1.000	0.991	0.984	0.998	1.018
대전	0.984	0.990	0.987	0.986	0.985	0.987	0.986	0.980	0.996	1.018
충북	0.991	0.993	0.996	0.991	0.991	0.994	0.991	0.983	0.998	1.019
충남	0.992	0.997	0.998	0.994	0.992	0.997	0.994	0.984	0.996	1.018
광주	0.994	0.995	0.999	0.994	0.995	0.999	0.995	0.986	1.002	1.024
전북	0.992	0.995	0.999	0.991	0.994	0.993	0.993	0.985	0.998	1.019
전남	1.006	1.008	1.011	1.007	1.009	1.009	1.002	0.999	1.005	1.023
대구	0.986	0.986	0.990	0.985	0.985	0.989	0.982	0.979	0.994	1.017
경북	0.996	0.998	1.004	0.993	0.996	1.001	0.991	0.986	0.996	1.017
부산	0.985	0.990	0.993	0.987	0.988	0.989	0.987	0.982	0.996	1.019
울산	0.977	0.981	0.981	0.975	0.975	0.980	0.975	0.968	0.979	1.000
경남	0.984	0.987	0.991	0.986	0.987	0.988	0.982	0.980	0.996	1.019
강원	0.996	0.999	1.000	0.995	0.996	0.996	0.995	0.990	1.004	1.025
제주	0.985	0.991	0.991	0.990	0.990	0.989	0.983	0.983	0.994	1.014

주: 광업을 기준가격으로 하는 상대가격 변화임.

도를 추측할 수 있다. 즉, 금리상승은 자본임대가격을 상승시킬 것으로 기대되는데, 이러한 자본임대가격의 상승은 자본집약도가 높은 지역의 산업일수록 큰 상대가격 변화를 유발할 것으로 기대되기 때문이다.

〈표 6〉에서는 금리의 10% 상승 시 상대가격변화의 가중평균을 지역별로 계산한 결과가 주어졌다. 금리상승에 따라 상대가격은 전반적으로 하락하는 것으로 나타났으나 지역별로는 차별화된 영향을 미치는 것으로 나타났다. 상대가격 하락률은 울산이 2.6%로 가장 크게 나타났으며 강원이 0.3%로 가장 작게 나타났다. 반면에 전남은 0.3% 증가하는 것으로 나타났다.

금리상승이 지역별 투자에 미치는 효과는 〈표 7〉과 같으며, 10%의 금리상승은 모든 지역에서 투자에 대해 2~5% 범위의 비율로 감소시키는 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

마지막으로 금리상승에 따른 지역별 균형금리의

표 6_ 콜금리 10% 상승 시 지역별 물가파급효과

(단위: %)

서울	인천	경기	대전
-0.9	-1.2	-1.0	-1.2
충북	충남	광주	전북
-1.0	-0.9	-0.6	-0.8
전남	대구	경북	부산
0.3	-1.3	-0.8	-1.0
울산	경남	강원	제주
-2.6	-1.3	-0.3	-1.0

표 7_ 콜금리 10% 상승 시 지역별 투자변화율

(단위: %)

서울	인천	경기	대전
-0.2	-0.2	-0.2	-0.5
충북	충남	광주	전북
-0.3	-0.3	-0.3	-0.4
전남	대구	경북	부산
-0.5	-0.3	-0.2	-0.3
울산	경남	강원	제주
-0.5	-0.2	-0.4	-0.3

표 8_ 콜금리 10% 상승 시 지역별 투자의 잠재가격 변화
(단위: %)

서울	인천	경기	대전
0.1	0.0	1.2	-0.2
충북	충남	광주	전북
0.5	0.5	0.8	0.5
전남	대구	경북	부산
0.2	0.2	1.2	0.3
울산	경남	강원	제주
0.5	-0.1	0.1	0.1

변화는 <표 8>과 같다. 지역별 균형금리란 각 지역에서 투자와 저축의 거시경제 균형을 달성시키는 금리의 균형값이다. 이러한 지역별 균형금리는 지역에 따라 투자여건이나 자산구성이 상이하므로 지역별로 차이가 발생할 수 있다. 분석 결과 대전과 경남을 제외하고는 대부분 지역에서 금리상승은 지역별 균형금리의 상승을 유발하였다. 이 중에서 경기와 경북이 특히 1%대로 높고 광주가 0.8%, 충북, 충남, 전남, 울산은 0.5% 그리고 서울, 인천, 전남, 대구, 부산, 강원 등은 0~0.3%대의 증가율을 보였다. 분석 결과는 <표 8>과 같다.

V. 결론

본 논문에서는 금리변화에 따른 지역별 경제적 효과를 살펴보았다. 분석을 위해 2005년 지역산업연관표를 이용하여 다지역 사회계정행렬(SAM)을 구축하고 다지역 정태 CGE모형을 구축하였다. 금리변화 효과분석을 위한 시나리오는 콜금리 3%의 기준시나리오 대비 금리가 10%(0.3%p) 상승하는 것으로 설정하였다.

분석 결과, 금리상승은 생산과 상대가격에서 지역별로 차별화된 영향을 갖는 것으로 나타났다. 생산의 경우, 대부분 지역에서 감소하였으나 경기, 대구, 경남은 영향을 받지 않는 것으로 분석되었고 인천은

0.1% 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 차별화된 영향은 세부 산업 부문으로 들어갈수록 더 다양해지는 것으로 나타났다. 상대가격의 경우, 대부분 지역에서 주요 산업 부문의 상대가격이 하락하였으나, 부동산은 모든 지역에서 상대가격이 증가하였고 제1차 금속제품은 전남과 경북에서는 상승하는 것으로 나타났다. 강원에서는 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 그리고 전남에서는 건설을 제외한 나머지 주요 산업 부문의 상대가격이 증가하는 것으로 나타났다.

이처럼 금리상승의 생산과 상대가격 파급효과가 지역별로 차별화된 효과를 갖는 이유 중 하나로서 상이한 자본집약도를 들 수 있으며, 분석 결과 대체로 산업과 지역에서 자본집약도가 높을수록 생산의 감소율이 높아지는 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러므로 금리정책에 따른 효과가 자본집약도의 크기 또는 지역의 상이한 산업구조 등에 따라 차별적으로 나타날 수 있으므로, 금리정책을 실시할 경우 파급효과의 지역별 차이를 최소화할 수 있는 보조정책을 실시할 필요가 있을 것으로 판단된다.

한편 금리상승에 따라 투자는 모든 지역에서 감소하는 것으로 나타났으며 투자와 저축의 균형을 유지시켜주는 지역별 균형금리는 대부분 지역에서 증가하는 것으로 나타났으나, 그 변화의 크기는 지역별로 차이가 존재하였다.

본 논문은 금리변화의 효과에 따른 국가경제의 지역별 영향을 다지역 CGE모형을 이용하여 최초로 분석하였다는 점에서 선행연구와 차별화된 기여를 가진다. 선행연구에서는 금리변화의 국가경제 총량효과만을 고려하거나 시계열 벡터자기회귀모형(VAR)을 이용하여 금리변화의 지역효과를 분석하였다. 그러나 후자 연구의 경우, 시계열 자료 부족에 따른 자유도 제약 때문에 산업별로 각 산업의 변수가 하나만 고려되는 벡터자기회귀모형을 각각 따로 적용하기 때문에 다양한 지역별 산업별 분석을 고려할 수

없었다. 반면에 본 논문의 다지역 CGE모형은 이러한 지역별 시계열자료의 부족문제를 극복할 수 있기 때문에 우리나라를 포함하여 대부분의 개발도상국에서 거시경제변수의 지역별 효과 연구를 활성화시킬 수 있을 것으로 기대된다.

한편 지역경제의 특징 중 하나는 노동시장의 개방화이며 인구 이동의 유무에 따라 지역경제모형의 분석 결과가 크게 달라질 수 있으므로 다지역 CGE모형에 지역 간 인구 이동 모듈을 추가하는 것을 시도할 필요가 있다. 또한 금리 효과를 실물경제로만 구성된 모형으로 분석하는 것은 적합하지 않으므로 금융시장을 명시적으로 포함하는 다지역금융 CGE모형을 개발하는 것도 흥미로운 연구주제다. 이러한 연구주제를 향후 연구과제로서 남겨둔다.

참고문헌 •••••

- 김영덕 · 조경엽, 2006. “수도권 공공기관 지방이전의 경제적 효과”. 경제학연구 제54권 제2호, pp143-184.
- 박강우, 2009. “통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과”. 경제분석 제15권 제3호, pp84-128.
- 박형근 · 김병조, 2003. “통화정책의 산업별 효과 분석”. 조사통계월보 7월호, pp23-46.
- Armington, P. 1969. “A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production”. *IMF Staff Papers* no.16, pp159-178.
- Arnold, I. 1999. *The Regional Effects of Monetary Policy in Europe*. Netherlands : University of Nyenrode.
- Dedola, L. and Lippi, F. 2000. “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence From the Industries of Five OECD Countries”. *CEPR Discussion Paper* 2508, London : Center for Economic Policy Research.
- Garney, J. and Salmon, C. 1997. “The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts”. *Bank of England Working Paper Series* no.68, London : Bank of England.
- Hayo, B. and Uhlenbrock, B. 2000. “Industry Effects of Monetary Policy in Germany”. in *Regional Aspects of*

Monetary Policy in Europe. Boston : Kluwer Academic Publishers, pp127-158.

- Raddatz, C. and Rigobon, R. 2003. “Monetary Policy and Sectoral Shocks: Did the FED React Properly to the High-tech Crisis?”. *NBER Working Paper* 9835, Cambridge : National Bureau of Economic Research.
- Ridhwan, M., Groot, H., Rietveld, P. and Nijkamp, P. 2011. “The Regional Impact of Monetary Policy in Indonesia”. *Tinbergen Institute Discussion Paper* no.2011-081/3, Netherlands : Tinbergen Institute.
- Rutherford, T. 1997. “Applied General Equilibrium Modeling with MPSGE as a GAMS Subsystem: An Overview of the Modeling Framework and Syntax”. *Computational Economics* vol.14, pp1-46.

- 논문 접수일: 2013. 3. 12
- 심사 시작일: 2013. 3. 28
- 심사 완료일: 2013. 4. 8

The Regional Effects of Interest Rate Change : Multiregional CGE Model Approach

Keywords: Interest Rate, Regional Effects, Multiregional CGE

This study analyzes the regional economic effects of changes in interest rates. Since the regional differences of economic structure are relatively large in Korea, the effects may be not the same over regions. A multi-regional CGE model is used for the analysis. The multi-region SAM is constructed using the 2005 regional input-output table and the regional data. In the scenario analysis of 10% increase of the call rate, it is found that production goes down in most regions, except for Gyeonggi, Daegu, Gyeongnam which are unaffected and for Incheon in which production increases. The relative prices decline in major industry sectors in most regions, while the relative price of real estate increases in all regions, primary metal products' either increases or is unaffected depending on regions and the relative prices of the major industry sectors except for the construction sector's increase in Chonnam. The reason of the regionally different ripple effects on production and relative price of the rise in interest rates seems due to different capital-intensity among regions. It is shown that the larger the capital intensity is in a industry sector or and a region, the larger decrease of production the sector or the region has.

금리변화의 지역별 경제 영향 분석: 다지역 CGE모형 접근

주제어: 금리, 지역별 영향, 다지역 CGE

본 논문은 금리변화의 지역별 경제적 효과를 분석하였다. 우리나라는 지역 간 경제적 구조의 차이가 비교적 크기 때문에 금리변화는 지역별로 차별화된 효과를 가질 수 있다. 본 논문은 지역별 경제구조를 상세히 표현할 수 있는 다지역 CGE모형을 사용하여 금리변화의 지역별 파급효과를 분석하였으며, 분석 자료는 2005년 지역산업연관표와 지역계정자료를 이용하여 다지역 SAM을 구축하였다. 콜금리가 10% 상승하는 시나리오를 분석하였을 때, 대부분의 지역에서 생산이 감소하는 것으로 나타났으나 경기, 대구, 경남은 영향을 받지 않는 것으로 분석되었고 인천은 증가하는 것으로 나타났다. 상대가격의 경우, 대부분 지역에서 주요 산업 부문의 상대가격이 하락하였으나, 부동산은 모든 지역에서 상대가격이 증가하였고 제1차 금속제품은 지역에 따라 상승하거나 영향을 받지 않는 것으로 나타났으며 전남에서는 건설을 제외한 나머지 주요 산업 부문의 상대가격이 증가하는 것으로 나타났다. 이처럼 금리상승의 생산과 상대가격 파급효과가 지역별로 차별화된 효과를 갖는 이유 중 하나로서 상이한 자본집약도를 들 수 있으며, 분석 결과 대체로 산업과 지역에서 자본집약도가 높을수록 생산의 감소율이 각각 높아지는 상관관계가 존재하는 것이 나타났다.