Universidade de Brasília

Programa de Pós-Graduação em Economia Econometria 2

2020

Prof. Victor Gomes

Lista de Exercícios 2

Dynamic Asset Pricing Model

Considere o modelo de Hansen e Singleton de precificação de ativos (veja também por exemplo em Hayashi pp. 454-455). Os autores assumem que um agente representativo escolhe uma trajetória de consumo ótima pela maximização do valor-presente descontado da função consumo:

$$\max \sum_{t=1}^{\infty} \mathrm{E} \left[\beta_0^t U(C_t) \mid I_t \right]$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$C_t + P_t Q_t \le V_t Q_{t-1} + W_t \tag{1}$$

tal que I_t representa o conjunto informação disponível no tempo t, C_t representa o consumo real, W_t a renda real do trabalho, P_t o preço de um título livre de desconto (pure discount bond) com maturação em t+1 que paga $V_{t+1},$ Q_t representa a quantidade de títulos mantidos em t, e β_0 representa o fator de desconto intertemporal.

A condição de primeira ordem deste problema pode ser representada como uma equação de momento condicional, i.e. equação de Euler condicional

$$E\left[(1 + R_{t+1})\beta_0 \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \mid I_t \right] - 1 = 0$$
 (2)

tal que

$$1 + R_{t+1} = \frac{V_{t+1}}{V_t}$$

representa o retorno bruto do título em t+1. Assumindo que a utilidade tem a forma

$$U(C) = \frac{C^{1-\alpha_0}}{1-\alpha_0}$$

tal que α_0 representa a taxa intertemporal de substituição (aversão ao risco), então

$$\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha_0}$$

Então a (2) pode ser escrita como

$$E\left[(1 + R_{t+1})\beta_0 \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha_0} \mid I_t \right] - 1 = 0$$
 (3)

O termo de erro não-linear pode ser definido como:

$$\varepsilon_{t+1} = a(R_{t+1}, C_{t+1}/C_t; \alpha_0, \beta_0) = (1 + R_{t+1})\beta_0 \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha_0} - 1$$

$$\varepsilon_{t+1} = a(\mathbf{z}_{t+1}; \theta_0)$$

$$(4)$$

tal que $\mathbf{z}_{t+1} = (R_{t+1}, C_{t+1}/C_t)'$ e $\theta_0 = (\alpha_0, \beta_0)'$ Neste caso, a equação de momento condicional (3) pode ser representada como:

$$E[\varepsilon_{t+1} \mid I_t] = E[a(\mathbf{z}_{t+1}; \theta_0) = 0 \mid I_t]$$
(5)

As séries $\{\varepsilon_{t+1}, I_{t+1}\}$ são processos sequências martingale em diferenças, instrumentos em potencial \mathbf{x}_t incluem uma constante e os elementos contemporâneos e defasados de **z**. Como $\mathbf{x}_t \subset I_t$, a condição de momento condicional é

$$E[\mathbf{x}_t \varepsilon_{t+1} \mid I_t] = E[\mathbf{x}_t a(\mathbf{z}_{t+1}; \theta_0) \mid I_t] = \mathbf{0}$$
(6)

e pela lei das expectativas totais se tem

$$E[\mathbf{x}_t \varepsilon_{t+1}] = \mathbf{0} \tag{7}$$

Estimativa

Para a estimativa GMM, defina o resíduo como em (4), mas substituindo os coeficientes pelas estimativas, (α, β) :

$$\varepsilon_{t+1} = (1 + R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \tag{8}$$

e formar o vetor de momentos

$$g(\mathbf{w}_{t+1}; \theta) = \mathbf{x}_t \varepsilon_{t+1} =$$

$$= \mathbf{x}_t a(\mathbf{z}_{t+1}; \theta_0)$$
(9)

Se o vetor de instrumentos for $\mathbf{x}_t = (1, C_t/C_{t-1}, C_{t-1}/C_{t-2}, R_t, R_{t-1})$. Então (9) pode ser escrita como:

$$= \begin{pmatrix} (1+R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \\ (C_t/C_{t-1}) \left((1+R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \right) \\ (C_{t-1}/C_{t-2}) \left((1+R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \right) \\ R_t \left((1+R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \right) \\ R_{t-1} \left((1+R_{t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \right) \end{pmatrix}$$

Então nas condições de momento se tem K=5 para identificar L=2 parâmetros dando K-L=3 restrições sobre-identificadas.

Extensão

Esse modelo pode ser expandido, permitindo que o indivíduo invista em J ativos arriscados com retornos $R_{j,t+1}$ (j=1,...,J), bem como em um ativo livre de risco f com retorno $R_{f,t+1}$. Restringindo a atenção para os momentos não condicionais inicialmente, isto é $\mathbf{x}_t = 1$, o sistema de equações de Euler pode ser escrito como

$$E\left[(1 + R_{f,t+1})\beta_0 \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha_0} \mid I_t \right] - 1 = 0$$
 (10)

$$E\left[(R_{j,t+1} - R_{f,t+1})\beta_0 \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha_0} \mid I_t \right] - 1 = 0$$
 (11)

tal que j=1,...,J. Defina o fator de desconto estocástico como:

$$m_{t+1}(\theta_0) = \beta_0 \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha_0}.$$

Portanto, o ativo com risco satisfaz:

$$E[(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) \times m_{t+1}(\theta_0)] = 0$$
(12)

Usando a identidade E[xy] = cov(x,y) + E[x]E[y], o prêmio de risco para o ativo arriscado pode ser escrito como:

$$E[(R_{j,t+1} - R_{f,t+1})] = -\frac{Cov(m_{t+1}(\theta_0), (R_{j,t+1} - R_{f,t+1}))}{E[m_{t+1}(\theta_0)]}$$
(13)

Se o modelo for correto, então o lado direito deve explicar a variação crosssection no retorno esperado entre ativos.

Resolva:

1. Estime o modelo formado pelo erro da equação (10) assumindo que os instrumentos são $\mathbf{x}_t = (1, (C_t/C_{t-1} - AVG(C_t/C_{t-1})), (R_t - AVG(R_t)))'$ e estime $\theta = (\alpha, \beta)'$. Faça apenas as estimativas dos parâmetros (sem cacular o desvio-padrão):

(10)E
$$\left[(1 + R_{f,t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\alpha} | I_t \right] - 1 = 0$$

Utilize como guess inicial $\alpha = .5$ e $\beta = 0.9$.

2. Usando os instrumentos $\mathbf{x}_t = 1$, a estimativa GMM pode ser realizada usando os J+1 vetor dos momentos:

$$g(\mathbf{w}_{t+1}) = \begin{pmatrix} (1 + R_{f,t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \\ (R_{1,t+1} - R_{f,t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \\ \vdots \\ (R_{J,t+1} - R_{f,t+1})\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\alpha} - 1 \end{pmatrix}$$
(14)

 $^{^{1}}AVG$ é a média.

Usando estes momentos, estime θ .

Apresente suas respostas em um arquivo PDF e o código em Matlab (.m). Os dados são os usados por Stock e Wright e a descrição (breve) está na página 1080. O prazo para a lista é um semana (22/09).

Referências

Hansen, Lars Peter and Kenneth J. Singleton. "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 50, 1982.

Stock, James H. e Jonathan Wright. "GMM with Weak Identification." *Econometrica*, 68, 2000.