

## IL NUOVO MODELLO DI PREVISIONE DEI FLUSSI DEL MERCATO DEL LAVORO FGB-MDL: ASPETTI DI METODO E DI STRUTTURA\*

di Francesco Giuli, Massimiliano Tancioni

Questo lavoro presenta le linee essenziali che caratterizzano la struttura del nuovo modello di previsione dei flussi del mercato del lavoro FGB-MDL. Il modello si articola in due blocchi, uno “pilota”, costruito intorno ad ipotesi teoriche pienamente specificate e che definisce il quadro macroeconomico aggregato, e uno “satellite”, con connotazioni più empiriche, che definisce le disaggregazioni di interesse. Il lavoro fornisce inoltre una breve descrizione dei dati, dei metodi di stima utilizzati e dell’informazione prodotta.

This work provides the basic elements that characterize the formal structure of the new labour market forecasting model FGB-STEP. The model is structured in two blocks, the “pilot” block, which is developed along fully specified theoretical hypotheses and that defines the aggregate macroeconomic framework, and the “satellite” block, the methodological connotation of which is more empirically-oriented, defining the disaggregated information of interest. The paper also provides a brief description of the data, of the estimation methods being employed, and of the information being produced by the model.

### 1. INTRODUZIONE

I cambiamenti istituzionali registrati nel corso dell’ultimo decennio, l’evoluzione della struttura demografica e i mutamenti recenti nel sistema di produzione internazionale, rendono particolarmente problematica l’analisi e la previsione delle dinamiche occupazionali a livello nazionale.

I numerosi interventi di modifica della normativa previdenziale e del mercato del lavoro hanno avuto, e avranno in futuro, effetti rilevanti sulla composizione per età dell’occupazione. La modifica dei requisiti anagrafici e di anzianità lavorativa per il pensionamento, nonché il progressivo passaggio da un sistema di tipo retributivo ad un sistema di tipo contributivo, definiscono modifiche dirette ed indirette (ossia di incentivo) delle modalità di uscita dal mercato del lavoro, che hanno effetti altrettanto rilevanti sulle modalità di entrata. Allo stesso modo, i recenti interventi di riforma del mercato del lavoro hanno introdotto cambiamenti profondi, difficilmente analizzabili utilizzando schemi interpretativi tradizionali.

Le dinamiche demografiche in atto, contraddistinte da un sensibile aumento del saldo migratorio netto, nonché dalla tendenza all’invecchiamento della popolazione, costitui-

Francesco Giuli e Massimiliano Tancioni, Sapienza Università di Roma.

\* Ringraziamo due *referees* anonimi per gli utili consigli. Eventuali errori rimangono di nostra esclusiva responsabilità.

scono una problematicità ulteriore, dal momento che rendono inadeguati gli schemi di analisi basati sull'ipotesi di popolazione costante.

L'internazionalizzazione della produzione e i veloci processi di industrializzazione delle economie emergenti costituiscono un ulteriore elemento di difficoltà nell'analisi delle tendenze del mercato del lavoro, soprattutto in considerazione del forte sbilanciamento della produzione nazionale su settori tradizionali, fortemente esposti alla concorrenza internazionale. Ciò ha effetti rilevanti sulla composizione per tipologia lavorativa dell'occupazione (se non sui livelli), un fattore che deve essere preso in considerazione sia in fase di analisi sia in fase di programmazione degli interventi di *policy* sul mercato del lavoro.

L'analisi delle tendenze in atto e future del mercato del lavoro italiano richiede pertanto l'utilizzo di una strumentazione tecnica in grado di rappresentare in modo congiunto e coerente la dinamica demografica, quella dei flussi in entrata e in uscita dall'occupazione, e i cambiamenti nella composizione del lavoro nei diversi settori economici e nelle diverse professioni.

Questo lavoro intende presentare le linee di base di un nuovo modello econometrico di analisi e previsione dei flussi nel mercato del lavoro, sviluppato presso la Fondazione Giacomo Brodolini, che si contraddistingue per una rappresentazione formale dei fattori alla base delle dinamiche ora richiamate. Il modello fornisce infatti simulazioni e previsioni della dinamica del mercato del lavoro ad un elevato livello di disaggregazione, che considera le specificità regionali, di settore, professione e di età.

Il nuovo strumento costituisce una evoluzione del modello di previsione FGB-STEP, anch'esso sviluppato presso la Fondazione Giacomo Brodolini<sup>1</sup>.

Le modifiche principali riguardano la sostituzione della struttura "pilota" del FGB-STEP, definita da un approccio ad equazioni simultanee (SEM) di ispirazione tradizionale, con una struttura derivata da ipotesi teoriche completamente specificate, nonché la sostituzione di alcune relazioni statistiche che definiscono le disaggregazioni e le transizioni di stato, prima definite all'anno base, con relazioni econometriche stimate su dati campionari.

Il nuovo modello si colloca nella classe degli approcci "ibridi", il cui obiettivo è quello di formulare una struttura formale con solidi ancoraggi teorici e buone capacità di stima e previsione. Tale obiettivo viene raggiunto coniugando una struttura di base, o "pilota", definita da equazioni di comportamento microfondate, e una struttura di dettaglio, o "satellite", definita da relazioni empiriche capaci di minimizzare l'errore di stima e previsione.

La nuova struttura "pilota" è costituita da un modello dinamico stocastico di equilibrio generale di ispirazione nuovo-keynesiana (NK-DSGE). Le relazioni di base che descrivono la dinamica dell'economia e dell'occupazione a livello aggregato sono derivate dalla soluzione di problemi di massimizzazione vincolata da parte di imprese e lavoratori, sotto ipotesi teoriche completamente specificate riguardanti la forma di mercato, la tecnologia di produzione, le preferenze individuali ed il funzionamento del mercato del lavoro. La peculiarità essenziale, necessaria per le finalità del progetto, riguarda la rappresentazione del mercato del lavoro, che viene modellato lungo le linee tratteggiate dall'approccio Mortensen-Pissarides (1994), e recentemente introdotte in una ottica NK-DSGE nei lavori di Blanchard e Galí (2009).

<sup>1</sup> Per una descrizione della struttura del modello, si veda Bagnai *et al.* (2006). Per la descrizione della sua collocazione metodologica ed un confronto con esperienze modellistiche precedenti, si veda Bagnai *et al.* (2007).

Le relazioni di dettaglio della struttura “satellite” sono invece definite da relazioni statistiche, valide per definizione, e da sistemi di equazioni stimate. Come nel modello FGB-STEP, esse definiscono la disaggregazione regionale, per settore, per professione e per età degli stock e dei flussi occupazionali.

L'intervento sulla struttura “pilota” è risultato necessario, in primo luogo, per scopi comparativi, ovvero al fine di allineare il modello macroeconometrico di base all'approccio che ha contraddistinto le principali esperienze modellistiche recenti, sviluppate principalmente, ma non solo, presso le Banche centrali<sup>2</sup>.

In secondo luogo, l'adozione di un approccio NK-DSGE per la descrizione delle dinamiche macroeconomiche a livello aggregato permette di aggirare alcune problematicità connesse alla disponibilità di dati campionari in serie storica per particolari variabili e disaggregazioni<sup>3</sup>. I modelli DSGE, in linea di principio, non richiedono grandi campioni, dal momento che i loro parametri possono essere calibrati. In terzo luogo, l'approccio adottato non è esposto alle critiche di Lucas e di Sims, dal momento che la struttura formale definisce relazioni di comportamento nei parametri profondi e le aspettative degli agenti sono razionali, nel senso che esse sono coerenti col modello teorico specificato. In quarto luogo, l'identificazione teorica permette la simulazione delle eventuali politiche pubbliche, garantendo il rispetto dei requisiti di coerenza interna e trasparenza teorica dei risultati.

L'intervento sulle relazioni di dettaglio della struttura “satellite” è, invece, risultato necessario al fine di fornire una rappresentazione delle dinamiche in atto riguardanti i diversi livelli di disaggregazione rappresentati nel modello. Ad esempio, la stima delle relazioni che legano le variabili nazionali a quelle regionali permette la rappresentazione dell'eterogeneità nelle dinamiche economiche regionali. Allo stesso modo, la sostituzione dei tassi di transizione definiti all'anno base con tassi stimati permette di cogliere le dinamiche in atto riguardanti l'entrata e l'uscita dal mercato del lavoro, di porle in relazione con gli interventi normativi in materia pensionistica e contrattualistica, con le politiche attive del mercato del lavoro, e la loro rappresentazione in simulazione e previsione.

Con riferimento alla stima, per il modello “pilota” si utilizza il metodo dei momenti generalizzato (GMM – *Generalized Method of Moments*), mentre i blocchi di equazioni che definiscono le relazioni empiriche sono stimati utilizzando lo stimatore SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equation*)<sup>4</sup>.

Il lavoro è organizzato come segue. Il secondo paragrafo è dedicato alla descrizione della collocazione teorica, delle ipotesi e delle equazioni che definiscono la struttura “pilota”. Il terzo paragrafo descrive le relazioni di raccordo tra il livello nazionale e regionale, la definizione delle transizioni di stato, ovvero i flussi in entrata e in uscita dal mercato del lavoro e quelle che definiscono le diverse disaggregazioni rappresentate nel modello. Il quarto paragrafo offre un breve approfondimento sulle procedure di stima e simulazione eco-

<sup>2</sup> Per una descrizione tecnica dei modelli di ispirazione NK-DSGE utilizzati dalle principali Banche centrali, si vedano i lavori di Smets e Wouters (2003; 2007); Pagan (2003); Erceg, Guerrieri, Gust (2005); Del Negro *et. al.* (2007); Coenen, McAdam, Straub (2007); Forni, Monteforte, Sessa (2007); Christoffel, Kuester, Linzert (2009). Anche la Commissione Europea ha recentemente finanziato progetti per la costruzione di modelli microfondati orientati all'analisi delle dinamiche del mercato del lavoro da inserire nel progetto LINK.

<sup>3</sup> Ad esempio, i dati storici regionali di fonte ufficiale sono disponibili solo su base annuale e per un limitato intervallo temporale, il che rende impraticabile, a meno di eccessive forzature in fase di stima, l'adozione di approcci più ateorici, come ad esempio le tecniche VAR.

<sup>4</sup> Una breve descrizione dei metodi di stima utilizzati è fornita nel PAR. 4 del presente lavoro.

nometrica del modello, fornendo un richiamo ai dati utilizzati e una breve rassegna dell'informazione prodotta dal modello. Il quinto paragrafo conclude.

## 2. IL MODELLO “PILOTA”

Questo paragrafo è dedicato alla descrizione della struttura del modello “pilota”. La trattazione viene mantenuta a un livello non eccessivamente tecnico, al fine di favorire la comprensione del significato economico delle relazioni teoriche rappresentate. Per le stesse finalità, la descrizione delle scelte tecniche effettuate viene preceduta da una breve introduzione giustificativa e da una breve rassegna del panorama teorico entro il quale si colloca il modello.

### 2.1. *Il mercato del lavoro nel modello NK-DSGE di base: criticità*

Nei modelli macroeconomici di ispirazione nuovo-keynesiana il mercato del lavoro è generalmente assunto di tipo walrasiano. Ciò significa che, coerentemente con le microfondazioni di un modello di equilibrio generale, l'offerta di lavoro dell'individuo (o famiglia) rappresentativo si basa sulla massimizzazione intertemporale di una funzione di utilità i cui argomenti sono il consumo, il tempo libero ed eventualmente i saldi monetari reali. Dalle condizioni del primo ordine si ricava l'offerta di lavoro in base all'uguaglianza tra il salario reale vigente nel mercato e il saggio marginale di sostituzione tra tempo libero e lavoro. Per quanto riguarda il lato della domanda, questa è determinata da imprese massimizzanti che domandano lavoro fino a garantire l'eguaglianza tra il salario reale e il prodotto marginale del lavoro.

L'incontro della domanda e dell'offerta determina il salario reale e l'occupazione di equilibrio. L'eventuale potere monopolistico nel mercato dei beni (tipico dei modelli nuovo-keynesiani) non altera, nella sostanza, il funzionamento del mercato del lavoro in quanto il livello di occupazione è sempre determinato dal lato dell'offerta. Ciò significa che tutti coloro che sono disposti a lavorare al salario reale vigente troveranno occupazione. Anche qualora il salario reale di equilibrio non costituisse un *first best* (per la presenza di *mark-up* sui costi marginali applicati dalle imprese), la disoccupazione involontaria non potrebbe emergere, dato che le famiglie vedono comunque soddisfatta la loro condizione del primo ordine riguardo la scelta tra il consumo e tempo libero.

I principali motivi di insoddisfazione per questa caratterizzazione del mercato del lavoro sono essenzialmente di tre tipi. Innanzitutto, l'assenza di disoccupazione involontaria, che non sembra essere assente nel mondo reale. Il secondo motivo di insoddisfazione riguarda la difficoltà che tali modelli mostrano nel replicare i principali comovimenti tra le variabili macroeconomiche del mercato del lavoro. Con riferimento a questo ultimo punto, è bene precisare che, con mercati walrasiani, le fluttuazioni dell'input di lavoro durante il ciclo devono essere interpretate come fluttuazioni delle ore lavorate guidate dalle variazioni del saggio marginale di sostituzione tra lavoro e tempo libero, mentre sono difficilmente interpretabili come fluttuazioni del così detto margine estensivo (ovvero occupazionali *tout court*), dato che la disoccupazione involontaria è, come detto, assente. Ciò è molto distante da quanto si osserva nei dati macroeconomici, ossia che il salario reale (e quindi il saggio marginale di sostituzione) è caratterizzato da una bassa volatilità, mentre è proprio il margine estensivo – l'occupazione – a subire le maggiori fluttuazioni cicliche. Infine, nei modelli nuovo-keynesiani, i costi marginali reali sono la variabile trainante del-

l'inflazione e sono quindi alla base della relazione tra *output-gap* ed inflazione che prende il nome di curva di Phillips nuovo-keynesiana (NKPC) e che rappresenta, oggi, il principale modello di riferimento dell'analisi macroeconomica monetaria. Uno dei principali limiti di tale costruzione teorica è la mancanza di persistenza dell'inflazione, la cui ragione ultima risiede proprio nel fatto che i salari reali determinati in modo walrasiano si aggiustano istantaneamente per "pulire" il mercato, determinando aggiustamenti dell'inflazione al suo valore di stato stazionario eccessivamente rapidi rispetto a quanto suggerito dalla letteratura empirica.

## 2.2. Gli sviluppi della letteratura e la collocazione teorica del modello

La letteratura economica ha cercato di affrontare queste difficoltà attraverso due importanti estensioni teoriche: attraverso l'introduzione di rigidità nominali/reali nella determinazione del salario (Erceg, Henderson, Levin, 2000) e attraverso l'introduzione di frizioni reali nell'incontro tra domanda e offerta di lavoro à la Diamond, Mortensen e Pissarides (Blanchard, Galí, 2009).

La prima estensione teorica, di fatto, introduce nel mercato del lavoro le stesse ipotesi che caratterizzano il funzionamento del mercato dei beni. Le imprese domandano un servizio lavorativo composto dall'aggregazione di differenti tipologie di lavoro.

L'imperfetta sostituibilità delle singole varietà di lavoro genera un potere di mercato che permette alle singole famiglie (o sindacati) di fissare il salario in base ad un *mark-up* sul saggio marginale di sostituzione tra consumo e tempo libero che, come detto, rappresenta il salario di equilibrio di un mercato walrasiano.

Si ipotizza inoltre che, al pari di quanto accade per le imprese, in ogni periodo solo una quota di famiglie (o sindacati) possa ricontrattare il proprio salario, generando in questo modo una curva di determinazione del salario medio del tutto equivalente alla curva di Phillips nuovo-keynesiana ottenuta per l'inflazione.

Questa metodologia ha mostrato il grande pregio di riconciliare le proprietà dinamiche dei modelli NK-DSGE con i principali comovimenti delle variabili macroeconomiche lungo il ciclo, fornendo un contributo decisivo per migliorare la persistenza e l'inerzia dei processi di convergenza agli stati stazionari del modello.

Il principale limite di tale approccio riguarda la prima delle criticità sopra richiamate, poiché il potere di mercato attribuito alle famiglie (o ai sindacati) è compatibile con equilibri sub-ottimali del mercato del lavoro, ma non con la presenza di movimenti nella disoccupazione involontaria.

La seconda estensione recepisce all'interno di un modello NK-DSGE standard la modelizzazione del mercato del lavoro sviluppata dalla letteratura microeconomica in contesti di equilibrio parziale (Mortensen, Pissarides, 1994). L'attenzione viene posta sul *matching* tra la domanda e l'offerta di lavoro e su un fatto empirico inspiegabile in contesti walrasiani (oltre alla presenza di disoccupazione involontaria), cioè il fatto che durante le fasi del ciclo economico coesistono contemporaneamente processi di distruzione e creazione di nuova occupazione.

In base a questo approccio, l'incontro della domanda e dell'offerta di lavoro, derivate dal comportamento massimizzante di imprese e famiglie, viene descritto da una funzione di *matching* i cui argomenti sono le *vacancies* emesse dalle imprese e coloro che sono in cerca di occupazione (*searchers*). La consistenza numerica di questo ultimo aggregato è data dalla somma dello stock di disoccupati del periodo precedente e di coloro che hanno visto il proprio rapporto lavorativo estinguersi nel periodo in questione.

Il salario è invece determinato sulla base di una contrattazione alla Nash tra sindacati e imprese riguardo la spartizione del *surplus* generato dalla formazione di un rapporto lavorativo<sup>5</sup>. Il principale pregio di tale approccio (oltre alla presenza di disoccupazione involontaria lungo il ciclo) risiede nella possibilità di replicare all'interno di modelli di ciclo standard (RBC e NK-DSGE) i principali comovimenti tra disoccupazione e posti vacanti, e tra i flussi di creazione e distruzione di posti di lavoro (Trigari, 2006; 2009).

Il modello che proponiamo recepisce entrambi gli sviluppi teorici sopra descritti. Nella nostra impostazione modellistica, il salario è infatti soggetto ad una rigidità reale/nominale che consente di migliorare la persistenza dei processi di convergenza agli equilibri di lungo periodo del modello. Inoltre, la presenza di frizioni del tipo “*search*” e “*match*” permette la coesistenza di processi di distruzione e creazione di nuova occupazione la cui valutazione quantitativa rappresenta l'obiettivo ultimo del nostro progetto.

Sotto queste ipotesi, la forma strutturale del nuovo modello “pilota” è principalmente derivata dalla soluzione di problemi di ottimizzazione intertemporale da parte di agenti razionali che formano le loro aspettative coerentemente con il modello che descrive l'economia. Tale ipotesi è necessaria per permette di stimare e risolvere numericamente il modello. I dettagli teorici e metodologici vengono descritti nel paragrafo che segue.

### 2.3. *Le ipotesi e la struttura di base del modello “pilota”*

Si assume che il sistema economico sia popolato da tre tipologie di agenti: famiglie, imprese e *policy makers*. Prima di fornire i dettagli della caratterizzazione formale del mercato del lavoro, descriviamo di seguito le ipotesi e le equazioni di base che definiscono i loro comportamenti.

a) *Le famiglie, il consumo e l'offerta di lavoro*: il modello è composto da famiglie eterogenee nell'accesso al mercato del credito, nel senso che alcune di esse risultano razionate, dando origine a vincoli di liquidità che giustificano un comportamento di ottica uniperiodale nelle scelte di consumo<sup>6</sup>. Date le finalità della nostra costruzione modellistica, l'eterogeneità deve essere definita anche rispetto al genere e all'età. Per semplicità, l'eterogeneità demografica viene rappresentata formalmente solo nel modello “satellite”, dove la consistenza di ciascuna coorte, che rileva ai fini del comportamento aggregato, è definita da ipotesi demografiche riguardo la fertilità, le aspettative di vita e i flussi migratori.

La presenza di eterogeneità nell'accesso al credito complica la descrizione dell'allocazione intertemporale del consumo. Il diverso accesso ai mercati finanziari richiede differenti ipotesi sul comportamento degli agenti. A questo scopo ipotizziamo che solo una frazione delle famiglie ( $\lambda$ ) sia in grado di indebitarsi e/o dare in prestito presso i mercati finanziari per allocare intertemporaneamente il consumo in modo ottimale, mentre alla restante parte questa possibilità è preclusa. Per questi ultimi il consumo attuale può essere pertanto finanziato solo attraverso il reddito disponibile corrente.

<sup>5</sup> La presenza di costi di assunzione genera un *surplus* per ogni rapporto lavorativo creato. Riguardo la spartizione di tale *surplus*, l'ipotesi di contrattazione alla Nash ne garantisce, in un gioco a due agenti, una soluzione Pareto-efficiente.

<sup>6</sup> L'ipotesi di razionamento nell'accesso al credito è stata avanzata in letteratura per giustificare l'evidenza empirica di una dinamica del consumo molto correlata col reddito presente (*rule-of-thumb consumption*). Tale evidenza, messa in luce nei lavori di Campbell e Mankiw (1989; 1990; 1991) è chiaramente in contraddizione con lo schema di pianificazione intertemporale del consumo che caratterizza l'ipotesi di ottimizzazione dinamica della costruzione nuovo-classica. Per una analisi teorica ed empirica delle implicazioni di *policy* e degli effetti sulle proprietà dinamiche dei modelli NK-DSGE, si veda Di Bartolomeo, Rossi, Tancioni (2009).

La conseguenza principale dell'introduzione di vincoli di liquidità è la violazione dell'equivalenza Barro-Ricardo, ossia del risultato teorico per cui, sotto ipotesi standard, incrementi di spesa finanziati in deficit corrispondono a incrementi di spesa finanziati attraverso tassazione, per effetto degli effetti sul consumo privato presente indotti dall'aspettativa di incrementi nella tassazione futura. Tale violazione implica la possibilità di effetti di *crowding-in* della spesa pubblica, molto utili ai fini di valutazione di *policy*.

Al fine di migliorare la persistenza della risposta del consumo agli shock che colpiscono il sistema economico, assumiamo inoltre la presenza di *habits* ( $h$ ) nell'utilità del consumo della  $j$ -esima famiglia<sup>7</sup> (definita in forma log-lineare) e una funzione ad avversione relativa al rischio costante (CRRA – *Constant Relative Risk Aversion*) per la disutilità del lavoro ( $N$ ). Sotto queste ipotesi, la funzione di utilità è la seguente:

$$[2.1] \quad U_{j,t} = E_0 \sum \beta^{j,t} \left( \xi_t \log(C_{j,t} + h_j C_{t-1}) - \chi_{j,t} \frac{N_{j,t}^{1+\phi_j}}{1+\phi_j} \right)$$

La massimizzazione di  $U_{j,t}$  da parte delle famiglie sotto i rispettivi vincoli di bilancio conduce ad una classica condizione di Eulero, in cui l'allocazione intertemporale del consumo dipende, per quanti possono accedere ai mercati finanziari, dal tasso d'interesse reale atteso:

$$[2.2] \quad \beta E_0 \frac{C_{j,t} - hC_{t-1}}{C_{j,t+1} - hC_t} = R_t^{-1} \frac{P_{t+1}}{P_t}$$

e – per le famiglie soggette a vincoli finanziari – da una condizione uniperiodale dipendente solo dal salario reale corrente:

$$[2.3] \quad \frac{1}{C_{j,t} - hC_{t-1}} = \frac{W_t}{P_t}$$

L'aggregazione delle condizioni del primo ordine [2.2] e [2.3] in ragione di  $(\lambda)$  e di  $(1 - \lambda)$  determina l'andamento della domanda aggregata del modello.

Per quanto riguarda l'offerta di lavoro, le famiglie sono disposte ad offrire i propri servizi lavorativi alle imprese fino ad egualare il salario reale vigente al saggio marginale di sostituzione tra lavoro e consumo, ossia, formalmente:

$$[2.4] \quad \frac{W_t}{P_t} = SMS_t(c, l)$$

b) *Le imprese e la dinamica dei prezzi*: i beni intermedi sono prodotti attraverso una funzione di produzione a rendimenti costanti  $Y_t(i) = A_t N_t(i)$  dove l'indice  $i \in [0,1]$  si riferisce ad un *continuum* di imprese ognuna delle quali produce un bene differenziato, e  $A_t$  è il livello della tecnologia.

<sup>7</sup> L'ipotesi di *habits persistence* definisce comportamenti abitudinari che inducono ad attribuire utilità ai consumi passati. Formalmente, tale ipotesi introduce una componente autoregressiva nel consumo, che ne rende la persistenza osservata nei dati.

Le frizioni del mercato del lavoro (che spiegheremo in un paragrafo di dettaglio più avanti) sono tali per cui l'occupazione dell'impresa  $i$ -esima evolve in base alla seguente legge di moto:

$$[2.5] \quad N_t(i) = (1-\delta) N_{t-1}(i) + H_t(i)$$

dove  $\delta \in [0,1]$  è un tasso di separazione che indica la probabilità di transizione di un lavoratore dal *pool* degli occupati a quello dei disoccupati.  $H_t(i)$  rappresenta la frazione dei lavoratori disoccupati che vengono occupati dall'impresa  $i$ -esima nel periodo  $t$ .  $u_t = 1 - N_t$  rappresenta la quota degli individui disoccupati dopo che si è compiuto il processo di assunzione del periodo  $t$ .

Con queste ipotesi possiamo definire la variabile  $x_t \equiv H_t/U_t \in [0,1]$ , che rappresenta il *job finding rate*, cioè l'indice di congestione del mercato del lavoro. I modelli di *search* sono infatti caratterizzati da una doppia esternalità: l'esternalità di congestione e l'esternalità di mercato. La prima deriva dal fatto che ogni impresa in cerca di un lavoratore crea un'esternalità di congestione perché rende più difficile la ricerca delle altre imprese, in quanto diminuisce la loro probabilità di successo. La seconda esternalità deriva dal fatto che un individuo in più in cerca di lavoro diminuisce la probabilità di successo degli altri individui in cerca di occupazione.

Seguendo l'impostazione di Blanchard e Galì (2009) e Riggi e Tancioni (2008), le frizioni nel mercato del lavoro sono introdotte attraverso l'ipotesi di presenza di "costi di assunzione", espressi come funzione crescente dell'indice di congestione del mercato del lavoro. Indicando con  $G_t$  il costo che l'impresa sostiene per la singola assunzione, assumiamo che  $G_t = A_t B x_t^\alpha$  dove  $\alpha \geq 0$  e  $\delta B < 1$  sono parametri. Quindi con  $g_t \equiv \frac{G_t}{A_t}$  definiamo il costo di assunzione normalizzato per la produttività.

Avendo ipotizzato un modello con capitale esogeno, il vincolo delle risorse aggregate è dato dalla seguente equazione:

$$[2.6] \quad C_t = Y_t - E_t - G_t H_t$$

dove  $G_t H_t$  rappresenta la quantità di risorse reali impiegate per ricostituire la quantità di occupazione desiderata dalle imprese (la quota  $\delta$  che si è separata dal periodo precedente più la nuove necessità di occupazionali) ed  $(E_t)$  rappresenta la spesa pubblica per beni e servizi il cui andamento è espresso da un processo esogeno che specificheremo più avanti.

A differenza di un modello con mercato del lavoro di tipo walrasiano, la minimizzazione dei costi da parte delle imprese deve tener conto dell'evoluzione nell'occupazione nel tempo, ossia della [2.5], dando origine alla seguente funzione dei costi marginali:

$$[2.7] \quad MC_t = \frac{W_t^{(real)}}{A_t} + B x_t^\alpha - \beta(1-\delta) E_t \left( \frac{C_t - h C_{t-1}}{C_{t+1} - h C_t} \frac{A_t}{A_{t+1}} B x_{t+1}^\alpha \right)$$

Questa equazione stabilisce un legame diretto tra i costi marginali e i costi totali del lavoro normalizzati per la produttività (il primo addendo del membro a destra) e i costi di assunzione, anch'essi normalizzati per la produttività  $B x_t^\alpha - g_t$ , tenuto conto che per la quota  $(1-\delta)$  tali costi non devono essere sostenuti nel periodo successivo (secondo e terzo addendo del membro a destra).

Per quanto riguarda la massimizzazione del profitto, la procedura è quella standard nei modelli NK-DSGE. Si ipotizza che le imprese del settore dei beni finali operino in concorrenza monopolistica, aggregando i beni intermedi acquistati al loro costo al margine e prezziandoli praticando un *mark-up* sui costi marginali. In ogni periodo solo una quota di imprese del settore finale  $1 - \theta_p$  può cambiare il prezzo del proprio bene differenziato fissandolo in modo ottimale. Questo schema, à la *Calvo*, da origine ad una condizione del primo ordine, dalla cui linearizzazione intorno allo stato stazionario si ottiene la NKPC:

$$[2.8] \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1 - \theta_p)(1 - \beta \theta_p)}{\theta_p} mc_t + \eta_t^\pi$$

dove  $\pi_t$  e  $mc_t$  sono le deviazioni logaritmiche dell'inflazione e dei costi marginali dai loro valori di stato stazionario, e  $\eta_t^\pi$  è uno shock di tipo inflazionario.

c) *I policy-makers*: l'autorità di politica monetaria è vincolata al rispetto di una regola di Taylor in base alla quale il tasso di interesse si aggiusta gradualmente agli scostamenti di inflazione e reddito dai loro valori obiettivo, formalmente:

$$[2.9] \quad r_t = -\log \beta + \varphi_p E_t (\pi_{t+1} - \pi^*) - \varphi_u u_t + \eta_t^r$$

dove  $\eta_t^r$  e  $\pi^*$  indicano, rispettivamente, uno shock al tasso di interesse e l'obiettivo d'inflazione perseguito dalla Banca centrale.

L'autorità di politica fiscale, attraverso l'utilizzo di imposte, finanzia, sotto ipotesi di bilancio pubblico in pareggio (ossia di piena copertura finanziaria della manovra), l'acquisto di beni differenziati, che avviene nella misura desiderata dai privati. Il processo per l'andamento della spesa pubblica,  $E_t$ , è assunto esogeno e autoregressivo del primo ordine:

$$[2.10] \quad E_t = E_{ss} E_{t-1}^{\rho_E} e^{\eta^E}$$

#### 2.4. La determinazione del salario e del lavoro

L'introduzione dell'ipotesi di salari viscosi avviene modellando il mercato del lavoro come un duplice del mercato dei beni. Assumiamo un *continuum* di servizi lavorativi differenziati indicizzati nell'intervallo unitario  $j \in [0,1]$ , ognuno dei quali è utilizzato da ogni impresa.

Ogni famiglia è specializzata in un tipo di lavoro e determina il salario nominale al quale i propri membri sono disposti a lavorare. Alternativamente, possiamo pensare ad un *continuum* di sindacati monopolistici, ognuno dei quali è rappresentativo di una famiglia. Ogni famiglia/sindacato è consapevole che la domanda per il servizio lavorativo  $j$ -esimo dipende dal rapporto tra il salario richiesto per il lavoro  $j$ -esimo e il salario aggregato in ragione del grado di sostituibilità tra i diversi servizi lavorativi  $\varepsilon_w$ , ossia:

$$[2.11] \quad N_t(i, j) = (w_{j,t} / W_t)^{\varepsilon_w} N_t(i)$$

dove  $N_t(i, j)$  con indichiamo la quantità del  $j$ -esimo lavoro occupato dall'impresa  $i$  e con  $N_t(i)$  l'indice del lavoro aggregato usato dalla stessa impresa.

Analogamente a quanto avviene nel mercato dei beni, in ogni periodo solo una quota di famiglie/imprese, scelta in modo casuale  $(1 - \theta_w)$ , può rinegoziare il proprio salario. Que-

sta lo farà in modo da massimizzare il valore attuale della differenza tra il salario reale e il saggio marginale di sostituzione tra lavoro e tempo libero, ponderato per la probabilità di non poter cambiare di nuovo la propria scelta. Analiticamente, ciascuna famiglia/sindacato risolverà il seguente problema:

$$[2.12] \quad \begin{aligned} \max_{w_t} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta_w^i \frac{1}{1+r_t} \left[ \frac{w_t}{W_{t+i}} N_{t+i/t} - \frac{SMS_{t+i/t}^A}{W_{t+i}^{(real)}} N_{t+i/t} \right] \\ s.t. N_{t+i/t} = \left( \frac{w_t^*}{W_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_w} N_{t+i} \end{aligned}$$

dove  $\frac{1}{1+r_{t+i}} = \beta^i \left( \frac{C_{t+i} - hC_{t-1+i}}{C_t - hC_{t-1}} \right)^{-1}$  definisce il saggio di sconto. La condizione del primo ordine per questo problema è la seguente:

$$[2.13] \quad w_t^* = \frac{\varepsilon_w}{\varepsilon_w - 1} \left[ \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta_w^i \beta^i (C_{t+i} - hC_{t-1+i})^{-1} hN_{t+i} \frac{SMS_{t+i}^A}{W_{t+i}^{(real)}} W_{t+i}^{\varepsilon_w \phi + 1}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \theta_w^i \beta^i (C_{t+i} - hC_{t-1+i})^{-1} hN_{t+i} W_{t+i}^{\varepsilon_w - 1}} \right]^{\frac{1}{1+\varepsilon_w \phi}}$$

Dalla linearizzazione della [2.13] si ottiene una equazione del tutto simile alla NKPC, ora valida per la descrizione della dinamica del salario:

$$[2.14] \quad \pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w + \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta \theta_w)}{\theta_w(1 + \varepsilon_w \phi)} (SMS_t^A - w_t^{real}) + \eta_t^{\pi^w}$$

dove  $\pi_t^{(real)} = \pi_t^w - \pi_t$ . Dall'equazione [2.14] si nota come la variazione dei salari nominali dipenda positivamente dalla differenza (logaritmica) tra il saggio marginale di sostituzione aggregato  $SMS_t^A$  e il salario reale.

## 2.5. Le equazioni che descrivono la dinamica di equilibrio del sistema

Lo studio delle proprietà dinamiche del modello richiede che il sistema delle condizioni del primo ordine e dei vincoli tecnici sia log-linearizzato intorno all'equilibrio di lungo periodo, ossia quello che prevarrebbe in assenza di shock e di frizioni nominali.

Al fine di rappresentare la crescita del sistema, nell'implementazione tecnica si assume che lo stato stazionario evolva temporalmente seguendo un trend deterministico lineare. La giustificazione economica dell'introduzione di tale trend è quella largamente utilizzata nella letteratura recente, dove si assume una tecnologia stocastica stazionaria attorno ad una tendenza deterministica del primo ordine, che coglie l'evoluzione di lungo periodo del progresso tecnico e della demografia (Smets, Wouters, 2007).

La tabella che segue riproduce il sistema di equazioni log-lineari che descrivono la dinamica del modello "pilota". Come si nota, le equazioni strutturali vengono rappresentate nella forma ridotta stimabile. Alcuni dei coefficienti che definiscono le relazioni lineari del modello sono infatti convoluzioni dei parametri profondi utilizzati nella derivazione

teorica delle microfondazioni. Essi, a meno di un ricorso eccessivo alla calibrazione, non possono essere identificati e quindi stimati direttamente. Dati gli obiettivi del progetto, principalmente empirici, si preferisce pertanto una rappresentazione delle funzioni di comportamento in forma ridotta, in cui la relazione con i parametri profondi viene garantita imponendo alcuni vincoli di significatività economica.

I parametri stimati sono quelli che compaiono nel blocco di equazioni stocastiche della TAB. 1, a meno del fattore di sconto intertemporale, fissato in base all'evidenza campionaria sul tasso di interesse reale.

Evidentemente, date le stime dei parametri in forma ridotta ed alcune ipotesi di calibrazione largamente condivise, è possibile ottenere il valore dei parametri profondi dell'economia.

Tabella 1. Il modello in forma log-lineare

*Equazioni stocastiche*

$$\pi_t = \beta E_t \{\pi_{t+1}\} + X_p m c_t + \eta_t^\pi$$

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w + X_w (s m s_t^A - w_t^{real}) + \eta_t^{\pi^w}$$

$$c_t = -Z_1 (r_t - \pi_{t+1}) + Z_2 E_t c_{t+1} + (1 - Z_2) c_{t-1} - Z_3 B x_{ss}^\alpha (w_{t+1}^{(real)}) + \eta_t^c$$

$$r_t = -\log \beta + \varphi_p E_t (\pi_{t+1} - \pi^*) - \varphi_u u_t + \eta_t^r$$

$$a_t = a_u + b t + \rho a_{t-1} + \eta_t^a$$

$$e_t = a_e + \rho e_{t-1} + \eta_t^e$$

*Equazioni deterministiche*

$$n_t = y_t - a_t$$

$$g_t = \frac{\alpha}{\delta} (n_t - Z_5 n_{t-1})$$

$$s m s_t^A = \phi n_t + (1 - \varpi) c_t - \varpi (1 - \varpi) c_{t-1}$$

$$u_t = -Z_5 n_t$$

$$w_t^{(real)} = w_{t-1}^{(real)} + \pi_t^w$$

$$m c_t = B x_{ss}^\alpha \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} g_t + \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} (w_t^{(real)} - a_t) +$$

$$- \beta (1 - \delta) B x_{ss}^\alpha \frac{\varepsilon_p}{\varepsilon_p - 1} E_t [(\hat{c}_t - h \hat{c}_{t-1} - a_t) - (\hat{c}_{t+1} - h \hat{c}_t - a_{t+1}) + g_{t+1}]$$

$$y_t = \frac{C^{ss}}{Y^{ss}} c_t - \frac{E^{ss}}{Y^{ss}} e_t + \frac{G^{ss} H^{ss}}{Y^{ss}} (g_t + h_t)$$

$$h_t = \frac{1}{\delta} n_t - \frac{1 - \delta}{\delta} n_{t-1}$$

Ad esempio, e con riferimento alle convoluzioni di parametri che compaiono nell'equazione del consumo aggregato, la stima permette di ottenere, noto il rapporto di lungo periodo tra consumo e reddito, una stima della dipendenza della variazione del consumo aggregato dalle scelte di consumo delle famiglie non soggette a vincoli di liquidità, che, data una ipotesi sulla persistenza negli *habits*, permette di ottenere una misura della quota di famiglie soggette a razionamento nel credito.

Ciò risultando, nei termini dei parametri profondi del modello dell'economia, valgono le seguenti relazioni con i coefficienti della forma ridotta:

$$\begin{aligned}
 Z_1 &= \frac{1-\varpi-\lambda \frac{C^{ss}}{Y^{ss}}}{1+\varpi} \\
 Z_2 &= \frac{1}{1+\varpi} \\
 Z_3 &= \frac{\lambda \frac{C^{ss}}{Y^{ss}}}{1+\varpi} \\
 [2.15] \quad Z_4 &= \frac{1 - [\delta(1-x_{ss})][x_{ss} + \delta(1-x_{ss})]}{[\delta(1-x_{ss})][x_{ss} + \delta(1-x_{ss})]} \\
 Z_5 &= (1-\delta)(1-x_{ss}) \\
 \varpi &= h(1-\lambda) \\
 X_p &= \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p} \\
 X_w &= \frac{(1-\theta_w)(1-\beta\theta_w)}{\theta_w(1-\varepsilon_w\phi)}
 \end{aligned}$$

Un ruolo particolarmente importante per la definizione delle proprietà dinamiche del modello è giocato dalle convoluzioni di parametri  $X_p$  e  $X_w$ . Esse di fatto stabiliscono la pendenza della NKPC e della curva del salario nominale. Data una ipotesi empiricamente accettabile sul fattore di sconto intertemporale  $\beta$  (ossia data l'evidenza sul tasso di interesse reale di lungo periodo), numerose applicazioni dei modelli NK-DSGE hanno evidenziato valori molto elevati per i parametri che definiscono la frequenza di aggiustamento di prezzi e salari nominali (Smets, Wouters, 2003). Dal momento che tali valori sono risultati in contraddizione con l'evidenza microeconometrica disponibile, ciò ha messo in luce l'incapacità del modello NK-DSGE di base di coniugare la persistenza dei dati con schemi di aggiustamento dei prezzi empiricamente credibili.

Al riguardo, è bene sottolineare che le nostre stime, che si concentrano sulle convoluzioni  $x_p$  e  $x_w$ , non devono essere interpretate come evidenza per la frequenza di aggiustamento dei prezzi, posto che la pendenza delle curve dell'inflazione dei prezzi e dei salari nominali dipende anche da altre ipotesi non esplicitamente tenute in considerazione nella presente costruzione modellistica (Giuli, Tancioni, 2009a; 2009b).

### 3. LE EQUAZIONI DELLA STRUTTURA “SATELLITE”

Questo paragrafo è dedicato alla descrizione delle equazioni del modello “satellite”, posto in posizione ricorsiva rispetto al blocco di equazioni strutturali del modello “pilota”. La coerenza tra blocchi è garantita, per la rappresentazione delle relazioni tra stock e flussi, dall’utilizzo di una impostazione metodologica equivalente nei due blocchi (posto che il secondo definisce esclusivamente una scomposizione delle grandezze rappresentate nel primo), nonché dall’imposizione di una serie di vincoli di coerenza numerica tra variabili aggregate e disaggregate.

Il metodo di scomposizione dell’occupazione e del fabbisogno occupazionale rispetto alle singole coorti e professioni viene fatto precedere da una descrizione del metodo attraverso il quale si definisce il legame tra variabili macroeconomiche aggregate e variabili definite rispetto alla specificità regionale e di settore.

Come premesso, al fine di massimizzare le capacità di previsione nelle diverse disaggregazioni, le relazioni rappresentate nel blocco “satellite” hanno fondamenti eminentemente statistici ed econometrici, pur essendo vincolate al rispetto dei risultati di simulazione e previsione a livello aggregato prodotte dalla struttura “pilota”.

#### 3.1. La disaggregazione regionale delle variabili macroeconomiche

Per ogni variabile macroeconomica rappresentata nel modello “pilota”, la disaggregazione regionale viene ottenuta stimando un sistema di  $R$  equazioni simultanee regionali definite in formulazione autoregressiva a ritardi distribuiti (ARDL – *Autoregressive Distributed Lags*)<sup>8</sup>. Formalmente, data una generica variabile  $X_r$ , da definire rispetto alla regione  $r = 1, 2, \dots, R$  ed al tempo  $t$ , il sistema di equazioni di raccordo è definito nel modo seguente.

$$\begin{aligned}
 X_{1,t} &= a_1 + b_1 t + \sum_{i=1}^p X_{1,t-i} + \sum_{j=0}^q X_{t-j} + \varepsilon_{1,t} \\
 X_{2,t} &= a_2 + b_2 t + \sum_{i=1}^p X_{2,t-i} + \sum_{j=0}^q X_{t-j} + \varepsilon_{2,t} \\
 &\dots \\
 X_{R,t} &= a_R + b_R t + \sum_{i=1}^p X_{R,t-i} + \sum_{j=0}^q X_{t-j} + \varepsilon_{R,t} \\
 \text{s.t. } \sum_{r=1}^R X_{r,t} &= X_t
 \end{aligned}
 \tag{3.1}$$

Lo schema ARDL, nel caso di cointegrazione tra variabili nazionali e regionali (ovvero nel caso di crescita bilanciata tra regioni), ha una rappresentazione sia in termini di relazione statica di lungo periodo, sia in termini di relazione dinamica a correzione dell’errore (Pesaran, Shin, 1999).

L’introduzione di una tendenza lineare permette di cogliere eventuali dinamiche deterministiche nell’evoluzione regionale. In tal caso, la presenza di cointegrazione stabilisce un equilibrio statistico di tipo dinamico, intorno al trend lineare.

<sup>8</sup> Una formulazione autoregressiva a ritardi distribuiti stabilisce una relazione tra la variabile dipendente, i suoi valori passati (componente autoregressiva) e i valori contemporanei e passati delle variabili esplicative (componente a ritardi distribuiti).

Come vedremo in modo più approfondito nel prossimo paragrafo, il sistema di equazioni [3.1] viene stimato utilizzando lo stimatore SURE di Zellner (1963), che permette di cogliere l'eventuale correlazione latente (nella struttura del residuo) a livello regionale<sup>9</sup>.

### 3.2. La disaggregazione settoriale

La disaggregazione settoriale delle variabili macroeconomiche regionalizzate viene ottenuta stimando un sistema di  $N$  equazioni simultanee, anch'esse definite in formulazione ARDL. Formalmente, data una generica variabile  $x_i$ , da definire rispetto al settore  $n$ , alla regione  $r$  ed al tempo  $t$ , il sistema di equazioni di raccordo è il seguente:

$$\begin{aligned}
 X_{1,r,t} &= a_{1,r} + b_{1,r}t + c_{1,r}t^2 + \sum_{i=1}^p d_{1,i}X_{1,r,t-i} + \sum_{j=0}^q e_{1,j}X_{r,t-j} + \varepsilon_{1,r,t} \\
 X_{2,r,t} &= a_{2,r} + b_{2,r}t + c_{2,r}t^2 + \sum_{i=1}^p d_{2,i}X_{2,r,t-i} + \sum_{j=0}^q e_{2,j}X_{r,t-j} + \varepsilon_{2,r,t} \\
 [3.2] \quad &\dots \\
 X_{N,r,t} &= a_{N,r} + b_{N,r}t + c_{N,r}t^2 + \sum_{i=1}^p d_{N,i}X_{N,r,t-i} + \sum_{j=0}^q e_{N,j}X_{r,t-j} + \varepsilon_{N,r,t} \\
 \text{s.t.} \quad &\sum_{n=1}^N X_{n,r,t} = X_{r,t}
 \end{aligned}$$

In tal caso, al fine di cogliere le tendenze in atto nell'evoluzione settoriale, viene stimato un polinomio di secondo grado, in grado di rappresentare eventuali tendenze quadratiche. La scelta di permettere la presenza di una tendenza non lineare nella dinamica settoriale è suggerita dalle modificazioni strutturali storiche osservate nei dati. Anche in tal caso il sistema di equazioni [3.2] viene stimato utilizzando lo stimatore SURE.

### 3.3. La definizione delle uscite dal mercato del lavoro

La simulazione e previsione delle uscite dal mercato del lavoro viene ottenuta utilizzando una estensione coerente della relazione di base [2.5], che lega lo stock di occupati del periodo corrente  $N_t$  allo stock di occupati del periodo precedente  $N_{t-1}$ , attraverso il complemento ad uno del tasso di separazione,  $\delta_t$ , e alle nuove assunzioni  $H_t$ . È evidente che, per definizione, le uscite occupazionali a livello aggregato sono definite dalla moltiplicazione del tasso di separazione per lo stock di occupati del periodo precedente.

La rappresentazione di dettaglio di questo schema stock-flussi richiede, in primo luogo, una definizione delle determinanti del tasso di separazione. Il modello permette la rappresentazione di più eventi di uscita dal mercato del lavoro. In particolare, vengono prese in considerazione le uscite per cause biologiche, quelle per infortunio sul lavoro, per licenziamento e per pensionamento. La relazione di base [2.5], a livello aggregato, può pertanto essere scritta nel modo seguente:

$$[3.3] \quad N_t = (1 - \delta_{bio,t} - \delta_{in,t} - \delta_{lic,t} - \delta_{pen,t}) N_{t-1} + H_t$$

<sup>9</sup> La correlazione residua è spesso dovuta all'omissione di variabili rilevanti, ma non osservabili. L'utilizzo di stimatori ad informazione limitata, o di un approccio uniequazionale, equivale all'ipotesi di assenza di correlazione residua. Lo stimatore SURE, descritto brevemente nel PAR. 4.1, permette il superamento di tali limiti, aumentando l'efficienza delle stime.

dove  $\delta_{bio,t}$ ,  $\delta_{in,t}$ ,  $\delta_{lic,t}$  e  $\delta_{pen,t}$  rappresentano, rispettivamente, i quattro eventi di uscita ora richiamati.

Per la definizione dei tassi di separazione specifici, definiti rispetto alla disaggregazione regionale, di settore ed età, vengono utilizzate elaborazioni su dati elementari di fonte ufficiale ISTAT (Rilevazione trimestrale e continua sulle forze di lavoro).

Diversamente da quanto avveniva nel modello FGB-STEP, tali tassi, invece di essere fissati ai valori definiti all'anno-base, vengono assunti evolvere nel tempo<sup>10</sup>.

Per il tasso di separazione connesso alle cause biologiche  $\delta_{bio,t}$  si utilizzano i tassi di mortalità di fonte ufficiale, nelle opportune disaggregazioni, mentre per il tasso di separazione  $\delta_{in,t}$  si stima un polinomio di secondo grado, da definire rispetto alla disaggregazione regionale ( $r$ ), settoriale ( $n$ ) e per età, o coorte ( $c$ ):

$$\begin{aligned}
 \delta_{in,1,n,r,t} &= a_{1,n,r} + b_{1,n,r}t + c_{1,n,r}t^2 + \varepsilon_{1,n,r,t} \\
 \delta_{in,2,n,r,t} &= a_{2,n,r} + b_{2,n,r}t + c_{2,n,r}t^2 + \varepsilon_{2,n,r,t} \\
 &\dots \\
 [3.4] \quad \delta_{in,C,n,r,t} &= a_{C,n,r} + b_{C,n,r}t + c_{C,n,r}t^2 + \varepsilon_{C,n,r,t} \\
 \\ 
 s.t. \quad \sum_{c=1}^C \delta_{in,c,n,r,t} &= \delta_{in,n,r,t}
 \end{aligned}$$

Una formulazione più complessa viene utilizzata per la stima del tasso di uscita relativo all'evento pensionamento e per quello relativo all'evento licenziamento. Nel primo caso si assume che il tasso di pensionamento sia funzione di *dummies* istituzionali, che catturano le modificazioni normative introdotte nel passato e del valore presente del flusso di redditi da pensione atteso (ricchezza pensionistica), a sua volta dipendente dall'aspettativa di vita specifica all'età, definita dai tassi di sopravvivenza biologica di fonte ufficiale. Formalmente, e per le diverse disaggregazioni:

$$\begin{aligned}
 \delta_{pen,1,n,r,t} &= a_{1,n,r} + \mathbf{d}_1 + b_{1,n,r}W_{1,n,r,t}^e + \varepsilon_{1,n,r,t} \\
 \delta_{pen,2,n,r,t} &= a_{2,n,r} + \mathbf{d}_2 + b_{2,n,r}W_{2,n,r,t}^e + \varepsilon_{2,n,r,t} \\
 &\dots \\
 [3.5] \quad \delta_{pen,C,n,r,t} &= a_{C,n,r} + \mathbf{d}_C + b_{C,n,r}W_{C,n,r,t}^e + \varepsilon_{C,n,r,t} \\
 \\ 
 s.t. \quad \sum_{c=1}^C \delta_{pen,c,n,r,t} &= \delta_{pen,n,r,t}
 \end{aligned}$$

dove  $\mathbf{d}_c$  è un vettore contenente le variabili di comodo (*dummies*) che catturano i cambiamenti normativi e  $W_{c,n,r,t}^e$  è una stima della ricchezza pensionistica della corte specifica nel settore e regione specifici.

<sup>10</sup> Per una descrizione del metodo di calcolo dei tassi in uscita, si veda Bagnai *et al.* (2006).

Nel caso del tasso di separazione relativo all'evento licenziamento si assume che esso dipenda dalla fase ciclica, definita in termini di deviazione del tasso di crescita del prodotto effettivo del singolo settore rispetto al suo tasso di crescita tendenziale. Formalmente, e per le opportune disaggregazioni:

$$\begin{aligned}
 \delta_{lic,1,n,r,t} &= a_{1,n,r} + b_{1,n,r} (Y_{n,t} - Y_t^*) + \varepsilon_{1,n,r,t} \\
 \delta_{lic,2,n,r,t} &= a_{2,n,r} + b_{2,n,r} (Y_{n,t} - Y_t^*) + \varepsilon_{2,n,r,t} \\
 &\dots \\
 [3.6] \quad \delta_{lic,C,n,r,t} &= a_{C,n,r} + b_{C,n,r} (Y_{n,t} - Y_t^*) + \varepsilon_{C,n,r,t} \\
 \\ s.t. \quad \sum_{c=1}^C \delta_{lic,c,n,r,t} &= \delta_{lic,n,r,t}
 \end{aligned}$$

### 3.4. La disaggregazione per età dei fabbisogni occupazionali

Come visto in fase di descrizione del modello “pilota” e nel paragrafo precedente, il fabbisogno occupazionale è definito in termini di nuove assunzioni di lavoro, per le quali si assume che esse corrispondano alla somma del numero di uscite dal lavoro e della variazione occupazionale richiesta dal sistema economico. Nello stato stazionario, e sotto ipotesi di popolazione data, il sistema sperimenterebbe pertanto un livello di occupazione costante, con flussi in entrata ed uscita equivalenti (Bagnai *et al.*, 2006).

Noto il fabbisogno occupazionale a livello regionale e settoriale  $H_{n,r,t}$ , esso viene ripartito nelle diverse età utilizzando il seguente sistema di equazioni di ripartizione, definito rispetto alla disaggregazione di coorte  $c$ :

$$\begin{aligned}
 H_{1,n,r,t} &= \omega_{1,n,r,t} H_{n,r,t} \\
 H_{2,n,r,t} &= \omega_{2,n,r,t} H_{n,r,t} \\
 &\dots \\
 [3.7] \quad H_{C,n,r,t} &= \omega_{C,n,r,t} H_{n,r,t}
 \end{aligned}$$

in cui il coefficiente  $\omega_{c,n,r,t}$  definisce il peso relativo attribuito alle entrate nella coorte  $c$ -esima nel settore  $n$  della regione  $r$ . Esso, a differenza di quanto avveniva nel modello FGB-STEP, non viene assunto costante ai valori dell'anno base, poiché la sua evoluzione nel tempo viene ottenuta per stima econometrica ipotizzando la possibilità di trend quadratici<sup>11</sup>. Formalmente:

$$\begin{aligned}
 \omega_{1,n,r,t} &= a_{1,n,r} + b_{1,n,r} t + c_{1,n,r} t^2 + \varepsilon_{1,n,r,t} \\
 \omega_{2,n,r,t} &= a_{2,n,r} + b_{2,n,r} t + c_{2,n,r} t^2 + \varepsilon_{2,n,r,t} \\
 &\dots \\
 [3.8] \quad \omega_{C,n,r,t} &= a_{C,n,r} + b_{C,n,r} t + c_{C,n,r} t^2 + \varepsilon_{C,n,r,t} \\
 \\ s.t. \quad \sum_{c=1}^C \omega_{c,n,r,t} &= 1
 \end{aligned}$$

<sup>11</sup> Per una definizione della funzione di ripartizione, si veda Bagnai *et al.* (2006).

### 3.5. La disaggregazione dell'occupazione e del fabbisogno per professioni

La disaggregazione per professione dello stock di occupati e del fabbisogno occupazionale viene ottenuta scomponendo queste due grandezze, definite rispetto alla specificità regionale e di settore, attraverso un sistema di pesi definito da elaborazioni su dati elementari di fonte ufficiale ISTAT (Rilevazione trimestrale e continua sulle forze di lavoro)<sup>12</sup>. Formalmente, noti gli stock occupazionali  $N_{n,r,t}$  e i fabbisogni occupazionali  $H_{n,r,t}$  a livello regionale e di settore, la ripartizione per professione  $s = 1, 2, \dots, S$  viene ottenuta attraverso il seguente sistema di equazioni di ripartizione:

$$\begin{aligned}
 H_{1,n,r,t} &= \omega_{1,n,r,t} H_{n,r,t} \\
 H_{2,n,r,t} &= \omega_{2,n,r,t} H_{n,r,t} \\
 &\dots \\
 H_{S,n,r,t} &= \omega_{S,n,r,t} H_{n,r,t}
 \end{aligned}
 \tag{3.9}$$

$$\begin{aligned}
 N_{1,n,r,t} &= \omega_{1,n,r,t} N_{n,r,t} \\
 N_{2,n,r,t} &= \omega_{2,n,r,t} N_{n,r,t} \\
 &\dots \\
 N_{S,n,r,t} &= \omega_{S,n,r,t} N_{n,r,t}
 \end{aligned}
 \tag{3.10}$$

A differenza del modello FGB-STEP, si assume che tali pesi vengono evolvano nel tempo, seguendo, come nel caso della ripartizione per coorte, un polinomio di secondo grado:

$$\begin{aligned}
 \omega_{1,n,r,t} &= a_{1,n,r} + b_{1,n,r} t + c_{1,n,r} t^2 + \varepsilon_{1,n,r,t} \\
 \omega_{2,n,r,t} &= a_{2,n,r} + b_{2,n,r} t + c_{2,n,r} t^2 + \varepsilon_{2,n,r,t} \\
 &\dots \\
 \omega_{S,n,r,t} &= a_{S,n,r} + b_{S,n,r} t + c_{S,n,r} t^2 + \varepsilon_{S,n,r,t}
 \end{aligned}
 \tag{3.11}$$

$$\text{s.t. } \sum_{s=1}^S \omega_{s,n,r,t} = 1$$

### 4. STIMA, FONTI DEI DATI E INFORMAZIONE PRODOTTA DAL MODELLO

In questo paragrafo viene fornita una breve descrizione del metodo utilizzato per la stima dei coefficienti delle relazioni stocastiche dei due blocchi e per la simulazione del modello, delle fonti statistiche utilizzate e dell'output prodotto dal modello.

<sup>12</sup> Anche in tal caso, la definizione dei pesi delle diverse professioni è fornita in Bagnai *et al.* (2006).

#### 4.1. La stima dei coefficienti del modello

Per la stima dei coefficienti del modello si utilizzano stimatori differenti a seconda delle equazioni prese in considerazione. Come accennato, per quanto riguarda le equazioni che definiscono la struttura del modello “pilota”, viene utilizzato il metodo di stima dei momenti generalizzato (GMM – *Generalized Method of Moments*), uno stimatore che emerge naturalmente dall’impostazione ottimizzante sotto aspettative razionali che caratterizza la struttura del modello del primo blocco (Favero, 1996). Con riferimento alle equazioni che definiscono i sistemi di equazioni della struttura “satellite”, viene utilizzato lo stimatore SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equations*). Tale scelta è risultata opportuna al fine di tener conto della cross-correlazione latente altrimenti non rappresentata nella parte sistematica dei sistemi simultanei che definiscono le disaggregazioni del secondo blocco<sup>13</sup>.

Forniamo di seguito una breve descrizione dei due approcci alla stima, con la finalità esclusiva di fornire una giustificazione delle scelte tecniche utilizzate.

##### 4.1.1. Lo stimatore GMM

A scopi esemplificativi, si assuma di essere interessati alla stima della equazione di Eulero valida per gli individui/famiglie non soggette a vincoli di liquidità [2.2]. Scritta in forma implicita, la [2.2] si risolve in un insieme di condizioni di ortogonalità tra momenti. Infatti, dato un generico vettore di variabili  $\mathbf{z}_t$  in cui non compaiono le variabili considerate nell’equazione di Eulero, è del tutto naturale derivare che, essendo  $\beta'_t E_0 \left\{ \frac{C_t - hC_{t-1}}{C_{t+1} - hC_t} R_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} = 0$ , allora deve anche essere:

$$[4.1] \quad \beta'_t E_0 \left\{ \left[ \frac{C_t - hC_{t-1}}{C_{t+1} - hC_t} R_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \mathbf{z}_t \right\} = 0$$

Scritta in forma compatta per semplicità espositiva, la [4.1] diventa:

$$[4.2] \quad E_t \{ f(\mathbf{X}_{t+1}, \theta) \mathbf{z}_t \} = 0$$

in cui  $\Theta$  è il vettore dei parametri di interesse contenuti nell’equazione di Eulero e  $\mathbf{X}_{t+1}$  è il vettore di variabili osservabili che la teoria stabilisce entrino nel problema di pianificazione intertemporale del consumo.

La [4.2] generalizza a tutti i casi di massimizzazione in aspettative razionali l’applicabilità dell’approccio GMM. Infatti, le equazioni [4.1] e [4.2] stabiliscono delle condizioni di ortogonalità tra il vettore generico  $\mathbf{z}_t$  e l’equazione di Eulero scritta in forma implicita. Tali condizioni, che di fatto equivalgono agli strumenti di un approccio di stima con il metodo delle variabili strumentali, permettono l’identificazione dei parametri strutturali del modello. Il numero di tali strumenti necessario all’identificazione deve essere almeno pari al numero di parametri da stimare.

L’implementazione pratica dello stimatore GMM richiede di sostituire alla relazione (o media) teorica [4.2] la corrispondente relazione empirica, ossia:

<sup>13</sup> Per una breve descrizione intuitiva, cfr. nota 9.

$$[4.3] \quad \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(\mathbf{X}_{t+1}, \boldsymbol{\theta}) \mathbf{e}_t = 0$$

dove  $T$  definisce l'ampiezza del campione considerato.

Sotto il punto di vista strettamente econometrico, la [4.3] stabilisce l'ortogonalità, quindi covarianza nulla, tra i residui della regressione condotta sulla relazione in aspettative (nel caso specifico della regressione del consumo) e il vettore di strumenti  $\mathbf{z}_t$ .

Dal punto di vista economico, la [4.3] stabilisce che le variabili e le relazioni contenute nell'equazione del consumo esauriscono le informazioni necessarie alla stima dei parametri strutturali<sup>14</sup>.

L'utilizzo dello stimatore GMM è giustificato pertanto dalla forte caratterizzazione teorica delle equazioni del primo blocco. Le condizioni di ortogonalità tra residui delle regressioni e strumenti risultano infatti del tutto coerenti con i vincoli imposti dalla teoria.

#### 4.1.2. Lo stimatore SURE

I sistemi di equazioni che caratterizzano il blocco “satellite” del modello possono essere scritti in forma compatta nel modo seguente:

$$[4.4] \quad \mathbf{y}_{i,t} = \mathbf{X}_{i,t} \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_{i,t}$$

dove  $\mathbf{y}_{i,t}$  è un vettore di variabili dipendenti definite rispetto al tempo  $t$  e alla disaggregazione sezionale  $i = 1, 2, \dots, N$ ,  $\mathbf{X}_{i,t}$  è una matrice di  $K$  variabili esplicative nelle  $N$  equazioni simultanee,  $\boldsymbol{\beta}_i$  è una matrice di coefficienti e  $\mathbf{u}_{i,t}$  è un vettore di residui.

Il sistema simultaneo lineare [4.4] può essere caratterizzato in tre modi diversi sulla base di altrettante ipotesi. Nel caso in cui si assumano residui contemporaneamente in-correlati tra equazioni (in altri termini, una matrice di dispersione diagonale), cioè  $E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_j') = \mathbf{0}$  per  $i \neq j$ , il modello simultaneo è stimabile equazione per equazione senza perdita di efficienza. Lo stesso vale nel caso in cui si assumano residui contemporaneamente correlati, cioè  $E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_j') = \sigma_{ij} \mathbf{I}_N \neq \mathbf{0}$ , ma il sistema presenta gli stessi regressori in ognuna delle equazioni.

Nel caso in cui i residui siano assunti contemporaneamente correlati e in cui le diverse equazioni presentino regressori specifici, cioè nel nostro caso generale, è possibile ottenerne guadagni di efficienza dalla stima in massima verosimiglianza ad informazione completa (FIML – *Full Information Maximum Likelihood*) del sistema.

Per queste proprietà di generalità ed efficienza, lo stimatore SURE-ML costituisce l'appoggio di base alla stima dei coefficienti dei sistemi di equazioni simultanee del secondo blocco.

#### 4.2. Fonti statistiche

L'informazione statistica necessaria alla stima e al funzionamento del modello risulta molto complessa. Il forte grado di disaggregazione dell'output prodotto dalle equazioni del secondo blocco richiede infatti l'utilizzo e l'elaborazione dei dati di contabilità territoriale

<sup>14</sup> Sotto questo punto di vista, lo stimatore GMM generalizza al caso non lineare lo stimatore GIVE (*Generalized Instrumental Variables Equation*). Lo stimatore OLS (*Ordinary Least Squares*) può essere visto come un caso particolare dello stimatore GMM, in cui l'ortogonalità è stabilita tra residui e regressori.

e dei dati elementari della rilevazione trimestrale e continua sulle forze di lavoro ISTAT. Con riferimento a questa ultima fonte, le disaggregazioni necessarie sono quelle relative alla scomposizione per età della popolazione in età attiva, della forza lavoro, dell'occupazione e della disoccupazione. Sono inoltre necessarie elaborazioni su dati elementari al fine di individuare le diverse modalità di uscita dal lavoro, attraverso le quali vengono definiti i tassi di transizione specifici per regione, settore e coorte di appartenenza. Elaborazioni altrettanto onerose risultano necessarie al fine di determinare i pesi da utilizzare nella definizione delle equazioni di ripartizione dei fabbisogni occupazionali per coorti di appartenenza e per professione. La complessità di tali operazioni di elaborazione e calcolo rende impraticabile una loro descrizione in questa occasione, che è rimandata ai documenti ed allegati tecnici del modello<sup>15</sup>.

Non risulta invece affatto problematica l'informazione necessaria alla stima e al funzionamento del modello "pilota". Esso utilizza infatti dati in serie storica sui principali aggregati macroeconomici, facilmente reperibili nelle fonti congiunturali e di contabilità nazionale ufficiali, disponibili sia a livello nazionale che internazionale.

Con riferimento a questi ultimi, il modello utilizza dati in serie storica su base trimestrale del prodotto interno lordo, dei consumi privati, dei consumi pubblici, dei salari reali, del deflatore del consumo, del tasso di interesse a breve termine, della popolazione in età attiva e della sua previsione ufficiale a medio-lungo termine, della forza lavoro, dell'occupazione totale e del tasso di disoccupazione.

#### 4.3. *Output del modello*

L'obiettivo principale del modello è quello di produrre simulazioni e previsioni delle variabili che caratterizzano le dinamiche del mercato del lavoro, ossia i flussi in entrata ed in uscita, ad un elevato grado di disaggregazione. Come visto, per ognuna delle variabili macroeconomiche utilizzate dalla struttura "pilota" (ad eccezione del tasso di interesse nominale), si fornisce la disaggregazione a livello regionale e settoriale. Le variabili che caratterizzano la dinamica del mercato del lavoro, con particolare riferimento allo stock occupazionale e al fabbisogno occupazionale, sono invece soggette ad ulteriori disaggregazioni. Le variabili che definiscono lo stock occupazionale, i flussi in uscita per le diverse cause controllate, i fabbisogni e la disoccupazione vengono infatti simulate e proiettate anche nella scomposizione per coorte (età) e per posizione professionale. Per una rassegna dettagliata delle variabili prodotte dal modello si rimanda alla documentazione tecnica del modello.

### 5. CONCLUSIONI

Questo lavoro si è posto l'obiettivo di fornire una descrizione della struttura del nuovo modello di analisi e previsione del mercato del lavoro sviluppato presso la Fondazione Giacomo Brodolini.

Si è messo in evidenza come i recenti cambiamenti in materia di regolazione del sistema previdenziale e della contrattualistica del lavoro, associati alle tendenze demografiche in atto e alle modificazioni del sistema di produzione industriale, richiedano strumenti di

<sup>15</sup> Ci riferiamo ai documenti di descrizione della codifica e del *software* di elaborazione e condizionamento delle basi tecniche.

analisi capaci di fornire rappresentazioni internamente coerenti di tali dinamiche ad un elevato livello di dettaglio. Finalità analoghe avevano ispirato la costruzione del modello di previsione FGB-STEP, con il quale il nuovo modello FGB-MDL condivide alcune caratteristiche di struttura.

Il lavoro ha dunque descritto, fornendone le giustificazioni economiche e tecniche, i principali caratteri distintivi del nuovo modello, individuabili sostanzialmente nella sostituzione completa delle equazioni simultanee del primo blocco "pilota" con un modello strutturale dinamico di equilibrio generale di ispirazione nuovo-keynesiana e nella rappresentazione dell'evoluzione temporale dei tassi di transizione nelle equazioni che descrivono le dinamiche di dettaglio nel secondo blocco "satellite".

Con riferimento al modello "pilota", gli obiettivi specifici della nuova costruzione modelistica hanno suggerito di adottare alcune estensioni del modello NK-DSGE di base apparse nelle letterature macroeconomiche recenti. Ci si riferisce, in particolare, all'abbandono dell'ipotesi di mercati del lavoro perfettamente concorrenziali attraverso l'adozione dell'ipotesi di concorrenza monopolistica anche nel mercato del lavoro, ottenendo in tal modo salari viscosi, e all'ipotesi di costi di assunzione, che rende possibile l'emergere di disoccupazione involontaria anche in un contesto di equilibrio generale.

Tali estensioni risultano adatte ad una rappresentazione del tipo stock-flussi delle dinamiche del mercato del lavoro, permettendo la formulazione della dinamica dei fabbisogni occupazionali a partire da una modellizzazione interamente microfondata.

La descrizione del modello si concentra quindi sulla giustificazione delle scelte tecniche effettuate per la stima dei parametri e su una breve descrizione delle fonti utilizzate e dell'articolazione dell'output prodotto.

Da applicazioni sperimentali, si è potuta constatare una buona adattabilità del modello ai dati, insieme alla capacità di fornire risultati internamente coerenti.

Il modello mostra pertanto delle buone capacità di stima che, coniugate alla trasparenza teorica dei risultati connessa alla piena specificazione delle ipotesi operative, lascia intravedere elevate potenzialità di applicazione sia in fase di analisi, sia in fase di previsione e simulazione delle politiche del mercato del lavoro, a livello nazionale e regionale.

## RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

BAGNAI A., CARLUCCI F., SCHIATTARELLA R., TANCIONI M. (2006), *FGB-STEP: Un modello di simulazione per l'analisi del mercato del lavoro*, "Economia e lavoro", 3, pp. 123-49.

IDD. (2007), *Il modello FGB-STEP in prospettiva comparativa*, "Economia e lavoro", 1, pp. 193-6.

BLANCHARD O., GALI J. (2009), *Labor Markets and Monetary Policy: A New-Keynesian Model with Unemployment*, "American Economic Journal, macroeconomics", in corso di pubblicazione.

CAMPBELL J. Y., MANKIW N. G. (1989), *Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence*, in O. J. Blanchard, S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, The MIT Press, Cambridge, pp. 185-216.

IDD. (1990), *Permanent Income, Current Income, and Consumption*, "Journal of Business and Economic Statistics", 8, pp. 265-79.

IDD. (1991), *The Response of Consumption to Income: A Cross-country Investigation*, "European Economic Review", 35, pp. 723-67.

CHRISTOFFEL K., KUESTER K., LINZERT T. (2009), *The Role of Labor Markets for Euro Area Monetary Policy*, "ECB Working Paper", n. 1035.

COENEN G., MCADAM P., STRAUB R. (2007), *Tax Reform and Labour Market Performance in the Euro Area: A Simulation-Based Analysis Using the New Area-Wide Model*, "ECB Working Paper", n. 747.

DEL NEGRO M., SCHOFHEIDE F., SMETS F., WOUTERS R., (2007), *On the Fit of New Keynesian Models*, "Journal of Business & Economic Statistics" (American Statistical Association), vol. 25, April, pp. 123-43.

DI BARTOLOMEO G., ROSSI L., TANCIONI M. (2009), *Monetary Policy, Rule-of-Thumb Consumers and External Habits: A G7 Comparison*, "Applied Economics", in corso di pubblicazione.

ERCEG C., GUERRIERI L., GUST C. (2005), *SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis*, "International Finance Discussion Papers", n. 835, Board of Governors of the Federal Reserve System, July.

ERCEG C., HENDERSON D., LEVIN A. (2000), *Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contract*, "Journal of Monetary Economics", 46, 2, pp. 281-313.

FAVERO C. A. (1996), *Econometria. Modelli ed applicazioni in macroeconomia*, Carocci, Roma.

FORNI L., MONTEFORTE L., SESSA L. (2007), *The General Equilibrium Effects of Fiscal Policy*, Temi di discussione, Working Papers, n. 652, Banca d'Italia.

GIULI F., TANCIONI M. (2009a), *Firm-Specific Capital, Productivity Shocks and Investment Dynamics*, Working Papers del Dipartimento di Economia Pubblica, n. 120.

IDD. (2009b), *Contractionary Effects of Supply Shocks: Evidence and Theoretical Interpretation*, disponibile su <http://ssrn.com/abstract=1444889>

MORTENSEN D. T., PISSARIDES C. (1994), *Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment*, "Review of Economic Studies", 61, 3, pp. 397-415.

PAGAN A. (2003), *Report on Modelling and Forecasting at the Bank of England*, "Bank of England Quarterly Bulletin", Spring, pp. 60-88.

PESARAN M. H., SHIN Y. (1999), *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*, in S. Strom (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20<sup>th</sup> Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, chapter 11, Cambridge University Press, Cambridge.

PISSARIDES C. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press, Cambridge.

RIGGI M., TANCIONI M. (2008), *Nominal v. Real Wage Rigidities in New Keynesian Models with Hiring Costs. A Bayesian Evaluation*, Working Papers del Dipartimento di Economia Pubblica, n. 107.

SMETS F., WOUTERS R. (2003), *An estimated Dynamic Stochastic general Equilibrium Model of the Euro area*, "Journal of the European Economic Association", 1, 5.

IDD. (2007), *Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach*, "American Economic Review", 97, 3, pp. 586-606.

TRIGARI A. (2006), *The Role of Search Frictions and Bargaining for Inflation Dynamics*, "IGIER Working Paper", n. 304.

ID. (2009), *Equilibrium Unemployment, Job Flows and Inflation Dynamics*, "Journal of Money, Credit and Banking", 41, pp. 1-33.

ZELLNER A. (1963), *Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results*, "Journal of the American Statistical Association", 58, pp. 977-92.