



DEPARTMENT OF ECONOMICS,  
MANAGEMENT AND STATISTICS  
UNIVERSITY OF MILAN – BICOCCA

## DEMS WORKING PAPER SERIES

### **Trend e stagionalità delle presenze turistiche russe in Italia**

Giovanni Tonini

No. 313 – November 2015

Dipartimento di Economia, Metodi Quantitativi e Strategie di Impresa  
Università degli Studi di Milano - Bicocca  
<http://dems.unimib.it/>

# Trend e stagionalità delle presenze turistiche russe in Italia

*Giovanni Tonini\**

## **Abstract**

Il turismo russo in Italia sta assumendo un peso, anche in termini economici, sempre più rilevante che, al di là di eventi sfavorevoli contingenti, tenderà a consolidarsi e a svilupparsi anche nel futuro. Tuttavia, nonostante l'importanza di questo segmento turistico, mancano studi sistematici che ne analizzino, con opportuni modelli statistici, le componenti temporali di breve e medio-lungo periodo. Il presente contributo intende colmare tale lacuna sviluppando un'analisi del trend e della stagionalità delle presenze turistiche russe in Italia dal gennaio 2001 al dicembre 2012. Tale analisi sarà condotta con due approcci diversi, il primo dei quali fa ricorso a un metodo di scomposizione fondato su opportune medie mobili, mentre il secondo si basa su modelli dinamici di regressione multipla. Così facendo sarà possibile cogliere il fenomeno da più punti di vista e procedere poi ad un confronto sistematico dei risultati ottenuti. Tali approcci saranno applicati non solo all'insieme delle presenze russe in Italia, ma anche a suoi opportuni sottoinsiemi, distinti per settore ricettivo (alberghiero e complementare) e per intervallo temporale (2001-2006 e 2007-2012); in questo modo, mediante opportuni confronti intersettoriali e intertemporali, si potranno evidenziare meglio le caratteristiche dei flussi turistici russi che interessano l'Italia. Queste caratteristiche saranno poi ulteriormente approfondite ponendole a confronto con quelle sia delle presenze turistiche di altre nazionalità (tedesca e italiana), sia delle presenze straniere totali.

**Keywords:** Turismo russo in Italia; trend e stagionalità; metodo basato su medie mobili; modello dinamico di regressione multipla; confronti intersettoriali, intertemporali e internazionali.

**JEL codes:** C32, L83

## **1.1 Composizione e andamenti delle presenze russe in Italia**

Questo contributo prende in esame la domanda turistica russa in Italia, uno dei segmenti economicamente più rilevanti e dinamici del turismo straniero nel nostro Paese. Tale domanda verrà considerata in termini fisici di presenze (pernottamenti) e di essa saranno analizzate, in particolare, le componenti temporali del trend e della stagionalità. In entrambi i casi si utilizzeranno serie mensili delle presenze rilevate dal gen-

---

\*Dipartimento di Economia, Metodi Quantitativi e Strategie di Impresa, University of Milan Bicocca, Piazza dell'Ateneo Nuovo 1, 20126 Milan, Italy. E-mail: [giovanni.tonini@unimib.it](mailto:giovanni.tonini@unimib.it)

naio 2001 al dicembre 2012 e, nel caso del trend, si ricorrerà anche a serie annuali del periodo 2001-2012 (ultimo anno con dati definitivi completi al momento delle elaborazioni)<sup>1</sup>.

L'analisi del trend e della stagionalità sarà basata su due approcci diversi, il primo dei quali consiste nella scomposizione delle serie mensili nelle due componenti considerate, ricorrendo a opportune medie mobili; il secondo, invece, consiste nella rappresentazione delle diverse componenti di una serie con un modello dinamico di regressione multipla.

Prima di passare all'analisi della componente tendenziale e stagionale delle serie mensili in esame, è opportuno analizzare alcuni aspetti rilevanti che si possono cogliere dalle corrispondenti serie annuali relative all'intervallo 2001-2012. A questo proposito, nella Tabella 1.1 sono riportate le presenze russe annuali distinte tra esercizi alberghieri e complementari; inoltre, a fini di confronto con altre nazionalità, la tabella contiene anche le presenze totali tedesche<sup>2</sup>, straniere<sup>3</sup> e italiane.

Dall'analisi della colonna (3) si evince che le presenze totali russe sono un segmento ancora minoritario del turismo straniero in Italia, almeno rispetto alle presenze tedesche che rappresentano circa il 30% delle presenze straniere. Tuttavia, nel corso dei 12 anni considerati, il peso delle presenze russe totali è aumentato sensibilmente, passando dallo 0,92% al 3,42% delle presenze straniere totali. Al contrario, il peso delle presenze totali tedesche si è ridotto notevolmente, scendendo dal 36,60% del 2001 al 28,66% del 2012. Analogamente, anche l'incidenza delle presenze italiane sul totale è diminuita, essendo passata, tra il 2001 e il 2012, dal 58,13% al 52,56%. Di converso, è aumentato il peso delle presenze straniere, grazie anche al contributo dell'incremento dei turisti russi. In sintesi, mentre perdono importanza segmenti stranieri tradizionali, come quello tedesco, acquistano peso nuovi segmenti, come quello russo.

Quest'ultimo segmento si caratterizza per la netta preferenza data agli esercizi alberghieri, dove soggiorna circa il 90% delle presenze russe. Il peso degli alberghi, tuttavia, diminuisce leggermente nel corso del tempo, scendendo dal 91,26% del 2001 all'89,03% del 2012. A fronte di tale diminuzione vi è una certa crescita di importanza degli esercizi complementari, anche se, nel dodicennio in esame, le presenze russe in detti esercizi non superano mai l'11%.

---

<sup>1</sup> I dati sulle presenze turistiche (pernottamenti) utilizzati in questo lavoro sono tutti di fonte ISTAT e sono tratti da: ISTAT (2002 e 2004), per gli anni 2001 e 2002; ISTAT (2005-2011), per gli anni 2003-2010; ISTAT (2012-2014), per gli anni 2011-2012.

<sup>2</sup> Nel caso dei tedeschi ci si riferisce non ai turisti tedescofoni ma a quelli provenienti dalla Germania, il principale Paese di origine delle presenze turistiche straniere che soggiornano in Italia. Nel seguito, pertanto, "tedesco" è da intendere come "germanico".

<sup>3</sup> Le presenze straniere considerate riguardano i pernottamenti di tutti i turisti stranieri che hanno soggiornato in Italia, compresi i germanici. Questa scelta consente di operare adeguati confronti con il sottoinsieme complementare delle presenze "non straniere", cioè italiane, rilevate dall'ISTAT.

**Tabella 1.1** - Serie annuali 2001-2012 delle presenze russe (alberghiere, complementari, totali) e delle presenze totali tedesche, straniere e italiane (valori in migliaia); rapporti di composizione e di variazione (RV), e tassi di incremento continuo (TIC).

ANNO	Presenze Russe			Presenze Tedesche (4)	Presenze Totali	
	Alberghi. (1)	Complem. (2)	Totali (3)		Straniere (5)	Italiane (6)
2001	1.226	117	1.343	53.687	146.672	203.651
2002	1.204	126	1.330	50.810	145.560	199.687
2003	1.282	143	1.426	46.503	139.653	204.760
2004	1.488	147	1.636	45.184	141.165	204.151
2005	1.781	162	1.943	44.441	148.501	206.754
2006	2.377	178	2.555	46.401	156.861	209.903
2007	3.154	252	3.406	46.497	163.466	213.176
2008	3.441	290	3.730	45.402	161.797	211.869
2009	2.966	329	3.295	47.278	159.494	211.269
2010	3.802	407	4.209	47.802	165.202	210.340
2011	4.753	566	5.319	50.200	176.474	210.421
2012	5.502	678	6.180	51.752	180.595	200.116
	(1)/(3)%	(2)/(3)%	(3)/(5)%	(4)/(5)%	(5)/ /[(5)+(6)]%	(6)/ /[(5)+(6)]%
2001	91,26	8,74	0,92	36,60	41,87	58,13
2002	90,52	9,48	0,91	34,91	42,16	57,84
2003	89,94	10,06	1,02	33,30	40,55	59,45
2004	91,00	9,00	1,16	32,01	40,88	59,12
2005	91,64	8,36	1,31	29,93	41,80	58,20
2006	93,02	6,98	1,63	29,58	42,77	57,23
2007	92,61	7,39	2,08	28,44	43,40	56,60
2008	92,23	7,77	2,31	28,06	43,30	56,70
2009	90,00	10,00	2,07	29,64	43,02	56,98
2010	90,33	9,67	2,55	28,94	43,99	56,01
2011	89,36	10,64	3,01	28,45	45,61	54,39
2012	89,03	10,97	3,42	28,66	47,44	52,56
RV 01-12	+389	+51	+440	-176	+3.084	-321
RV 01-06	+230	+12	+242	-1.457	+2.038	+1.250
RV 07-12	+470	+85	+555	+1.051	+3.426	-2.612
TIC 01-12	+13,65%	+15,97%	+13,88%	-0,33%	+1,89%	-0,16%
TIC 01-06	+13,24%	+8,39%	+12,86%	-2,92%	+1,34%	+0,60%
TIC 07-12	+11,13%	+19,79%	+11,92%	+2,14%	+1,99%	-1,26%

*Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).*

Passando dai rapporti di composizione a quelli di variazione<sup>4</sup> è possibile cogliere in modo più preciso l'evoluzione del turismo russo in Italia nel periodo 2001-2012 e nei sottoperiodi 2001-2006 e 2007-2012<sup>5</sup>. In particolare, la variazione media annua delle presenze russe è sempre positiva e pari a 440.000 presenze in più all'anno nel dodicennio considerato, il che corrisponde a un tasso di incremento continuo<sup>6</sup> del 13,88%. Gli incrementi medi annui più sostenuti si sono registrati nel periodo 2007-2012, con oltre 555.000 presenze in più all'anno, contro le 242.000 del periodo 2001-2006.

Tra i segmenti considerati, oltre alle presenze russe, sono solo quelle straniere totali a presentare variazioni sempre positive, anche se il tasso di incremento continuo è nettamente più basso di quello russo, non superando mai il 2%. Viceversa, il segno delle variazioni medie annue delle presenze tedesche e italiane muta nel corso del tempo, pur essendo in entrambi i casi negativo nell'intero dodicennio. Nello specifico, le presenze tedesche calano di quasi 1.460.000 unità all'anno nel periodo 2001-2006, per poi risalire di oltre 1.050.000 unità nel successivo intervallo 2007-2012, senza tuttavia raggiungere il livello del 2001. Al contrario, le presenze italiane aumentano di 1.250.000 unità all'anno nel periodo 2001-2006, per poi diminuire di oltre 2.600.000 unità nell'intervallo successivo, scendendo così sotto il livello del 2001.

Gli andamenti dei rapporti di composizione e i valori dei tassi di incremento continuo confermano la perdita di importanza di segmenti turistici tradizionali, come quello tedesco e italiano, ed evidenziano l'emergere di nuovi segmenti stranieri, tra cui quello russo, caratterizzato da una notevole espansione nel corso del tempo e da elevati livelli di spesa.

## 1.2 Trend delle presenze russe stimato su serie annuali e mensili

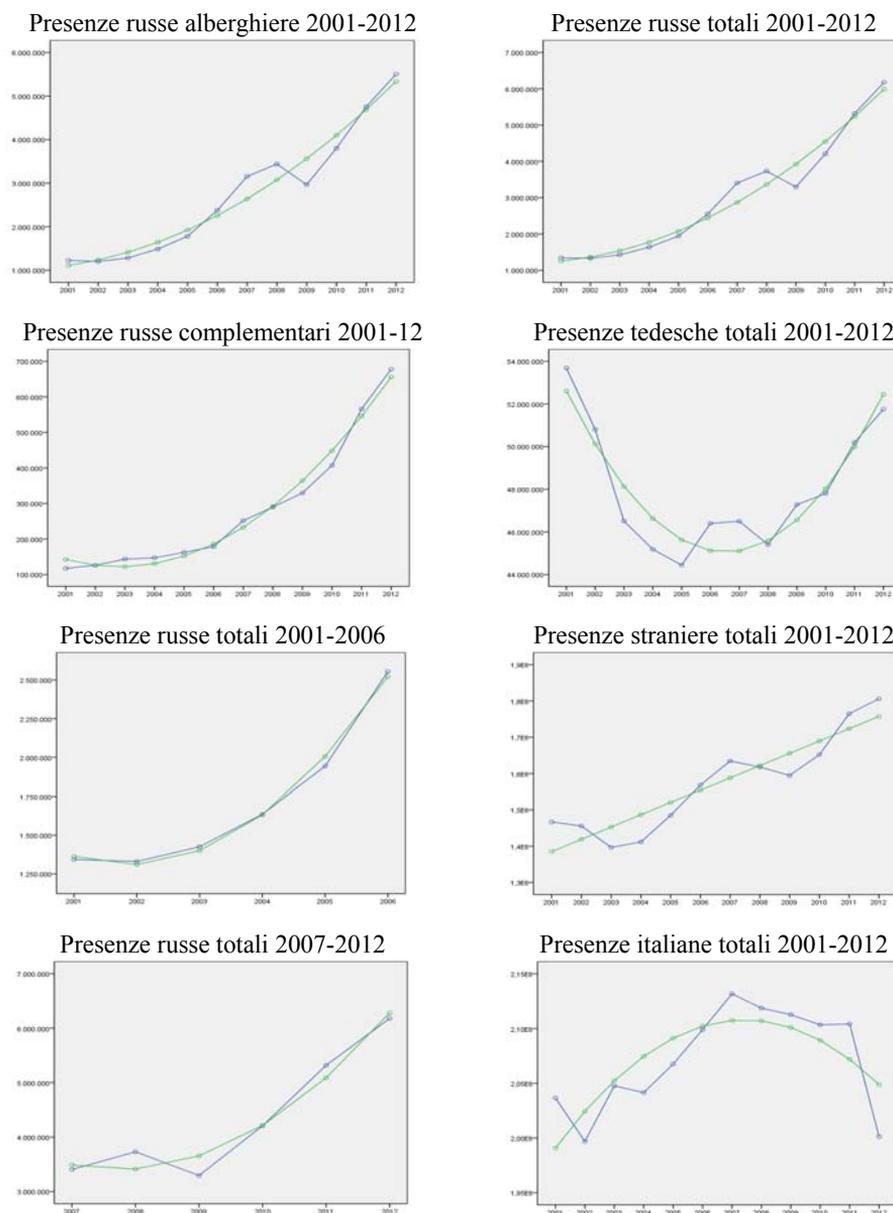
Il ritmo di crescita molto sostenuto delle presenze russe alberghiere, complementari e totali, documentato dagli elevati valori del relativo tasso di incremento continuo (Tab. 1.1), come pure le rappresentazioni grafiche di tali presenze (Fig. 1.1), evidenziano un trend non lineare delle serie durante il periodo 2001-2012. Per riprodurre tale trend si è optato, tra le diverse funzioni testate, per una funzione quadratica, il cui arco di parabola presenta concavità sempre rivolta verso l'alto.

---

<sup>4</sup> I rapporti di variazione sono espressi da  $RV=(P_{t+k}-P_t)/k$ , dove  $P_t$  e  $P_{t+k}$  indicano le presenze rispettivamente dell'anno iniziale  $t$  e dell'anno finale  $t+k$ , con  $t = 2001$  e  $k = 11$  nel caso del periodo 2001-2012;  $t = 2001$  e  $k = 5$  nel caso dell'intervallo 2001-2006 e, infine,  $t = 2007$  e  $k = 5$  nel caso dell'intervallo 2007-2012.

<sup>5</sup> La suddivisione in due sottoperiodi dell'intervallo 2001-2012 si giustifica alla luce dell'ipotesi che l'andamento delle presenze turistiche in esame non sia omogeneo nel corso del dodicennio considerato, ma presenti una certa discontinuità tra la prima e la seconda metà dell'intervallo stesso.

<sup>6</sup> Il tasso di incremento continuo o esponenziale è espresso da  $TIC=\ln(P_{t+k}/P_t)/k \cdot 100$ , dove  $P_t$  e  $P_{t+k}$  indicano le presenze rispettivamente dell'anno iniziale  $t$  e dell'anno finale  $t+k$  che, a seconda dei casi, riguardano il dodicennio 2001-12 e i due intervalli 2001-06 e 2007-12.



**Figura 1.1<sup>1</sup>** Presenze russe alberghiere, complementari, totali e presenze totali tedesche, straniere e italiane. Serie annuali e interpolanti per gli anni 2001-2012, 2001-06 e 2007-12.

<sup>1</sup> La fonte di tutte le figure è l'elaborazione di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).

Detta funzione non lineare interpola bene i valori osservati non solo con riferimento all'intero dodicennio considerato, ma anche per ciascuno dei due sottoperiodi 2001-2006 e 2007-2012 (Fig. 1.1). L'unica eccezione riguarda le presenze russe complementari del 2001-2006, per le quali sembra più indicata un'interpolante lineare (non riportata per motivi di spazio).

La parabola rappresenta bene pure l'andamento delle presenze totali tedesche e italiane, anche se nel primo caso la concavità è rivolta verso l'alto, mentre nel secondo verso il basso (Fig. 1.1). Ciò, ovviamente, è dovuto al fatto che per le presenze totali tedesche a un primo periodo di decrescita fa seguito una successiva ripresa; viceversa, le presenze totali italiane sono caratterizzate da una iniziale crescita seguita da un sensibile decremento. Infine, i deboli tassi di incremento continuo delle presenze totali straniere fanno propendere per un andamento lineare, confermato anche dalle oscillazioni della spezzata dei valori attorno alla retta interpolante.

Il trend è stato stimato non solo su serie annuali, ma anche sulle serie mensili riportate nella Figura 1.2. In quest'ultimo caso, si è inizialmente stimato il trend mediante una media mobile centrata; successivamente, la stima iniziale del trend è stata interpolata con una funzione lineare o quadratica a seconda dell'andamento lineare o meno dei valori della media mobile.

Com'era prevedibile, la stima finale del trend mensile ha portato a risultati in sintonia con quelli ottenuti in precedenza. In particolare, la funzione quadratica ha mostrato un buon adattamento ai valori della media mobile con riferimento a quasi tutte le serie mensili considerate. Fanno eccezione solo le presenze mensili russe complementari che, dal gennaio 2001 al dicembre 2006, presentano un andamento lineare, come pure le presenze mensili straniere totali, caratterizzate da linearità a partire almeno dal gennaio 2004.

### **1.3 Stagionalità delle presenze russe: caratteristiche e confronti**

L'analisi della stagionalità delle presenze sarà inizialmente basata su opportuni indici mensili medi ottenuti ricorrendo ad adeguate medie mobili<sup>7</sup>. I valori di tali indici sono riportati nella Tabella 1.2 con riferimento sia alle presenze russe alberghiere, complementari e totali del periodo gennaio 2001-dicembre 2012, sia alle presenze russe totali dei sottoperiodi gennaio 2001-dicembre 2006 e gennaio 2007-dicembre 2012. A titolo di confronto, infine, la tabella contiene anche gli indici delle presenze totali tedesche, straniere e italiane relative all'intervallo gennaio 2001-dicembre 2012<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> La procedura seguita per ottenere gli indici mensili medi di interesse rappresenta la versione semplificata di sofisticate procedure per la scomposizione delle serie storiche e la destagionalizzazione dei dati (Dagum, 2002, parte IV).

<sup>8</sup> Gli indici di stagionalità sono espressi, per comodità, in centinaia anziché in termini unitari. Pertanto, il valore di equiripartizione, o di stagionalità uniforme, è pari a 100 e il totale a 1.200. Di conseguenza, i mesi con valori degli indici maggiori di 100 sono quelli in cui si concentrano, più o meno intensamente, le presenze turistiche. Il contrario capita ovviamente per i mesi con indici di stagionalità minori di 100.

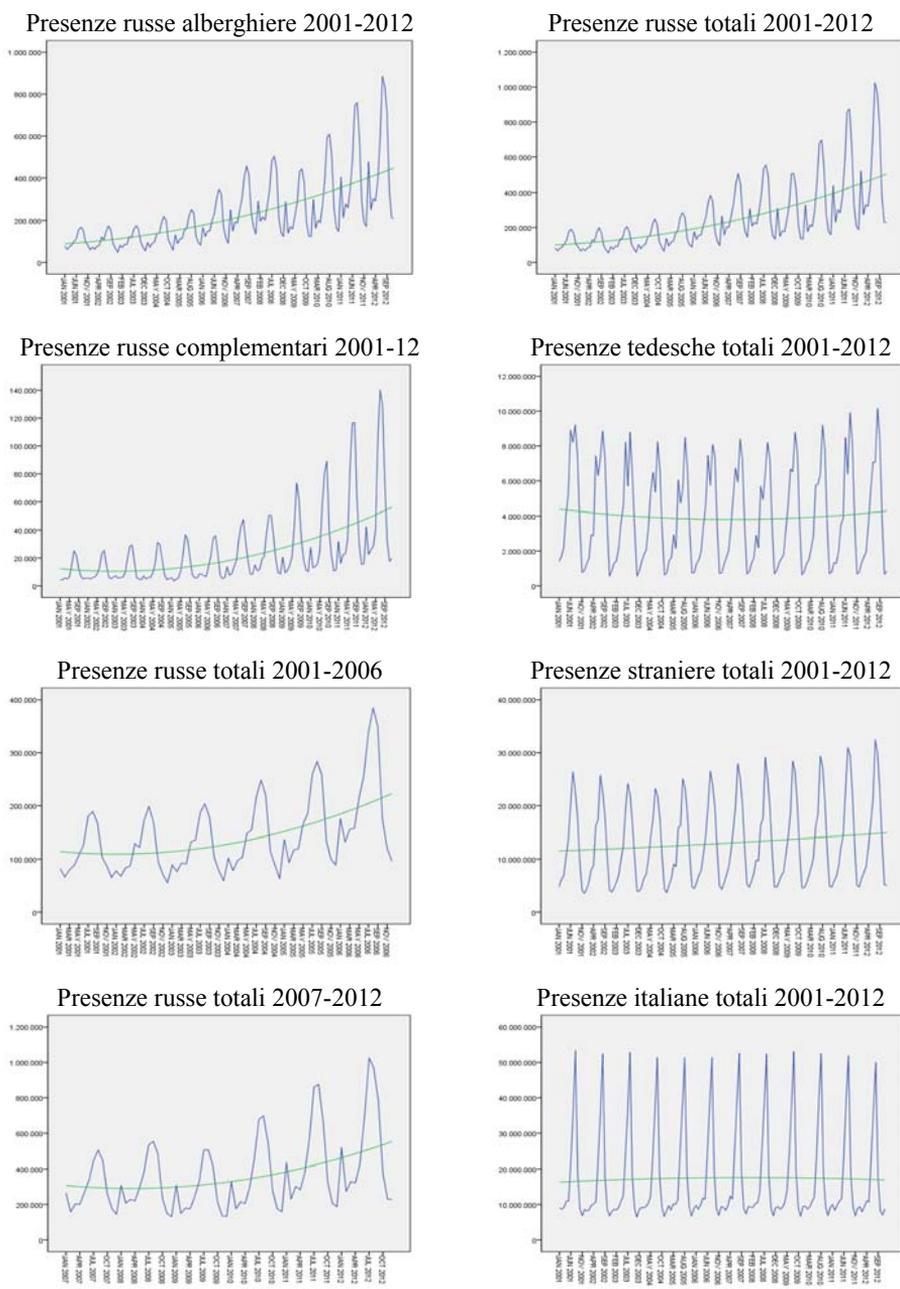


Figura 1.2 Presenze mensili russe, tedesche, straniere, italiane e corrispondenti valori del trend

**Tabella 1.2** Indici mensili medi di stagionalità delle presenze russe, tedesche, straniere e italiane. Valori espressi in centinaia e calcolati col metodo del rapporto alla media mobile applicato alle serie mensili del 2001-2012 e, per i turisti russi totali, anche del 2001-2006 e 2007-2012.

	Presenze russe 2001-2012		Presenze russe totali	
	Alberghiere	Complementari	2001-2006	2007-2012
Gennaio	100,37	69,14	83,73	108,25
Febbraio	62,47	42,30	62,96	55,58
Marzo	74,85	46,73	75,44	67,22
Aprile	73,19	53,07	76,91	64,45
Maggio	99,70	80,11	108,76	87,53
Giugno	117,67	158,66	115,19	128,35
Luglio	159,72	238,86	158,15	183,19
Agosto	173,22	234,27	173,03	186,04
Settembre	153,25	137,64	151,08	150,59
Ottobre	81,82	62,00	83,44	76,30
Novembre	57,41	38,63	62,73	48,33
Dicembre	46,32	38,60	48,58	44,19
	Presenze totali 2001-2012			
	Russe	Tedesche	Straniere	Italiane
Gennaio	97,67	33,18	41,73	53,92
Febbraio	60,57	39,59	51,12	49,50
Marzo	72,40	56,42	62,35	55,73
Aprile	71,63	79,27	79,82	62,53
Maggio	98,01	135,23	115,35	68,68
Giugno	121,41	167,14	143,33	140,94
Luglio	166,65	158,15	209,48	217,74
Agosto	178,34	220,81	190,09	301,75
Settembre	151,74	185,24	150,02	107,09
Ottobre	80,15	87,33	87,65	51,69
Novem- bre	55,79	17,11	35,64	39,24
Dicembre	45,66	20,53	33,42	51,19

Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).

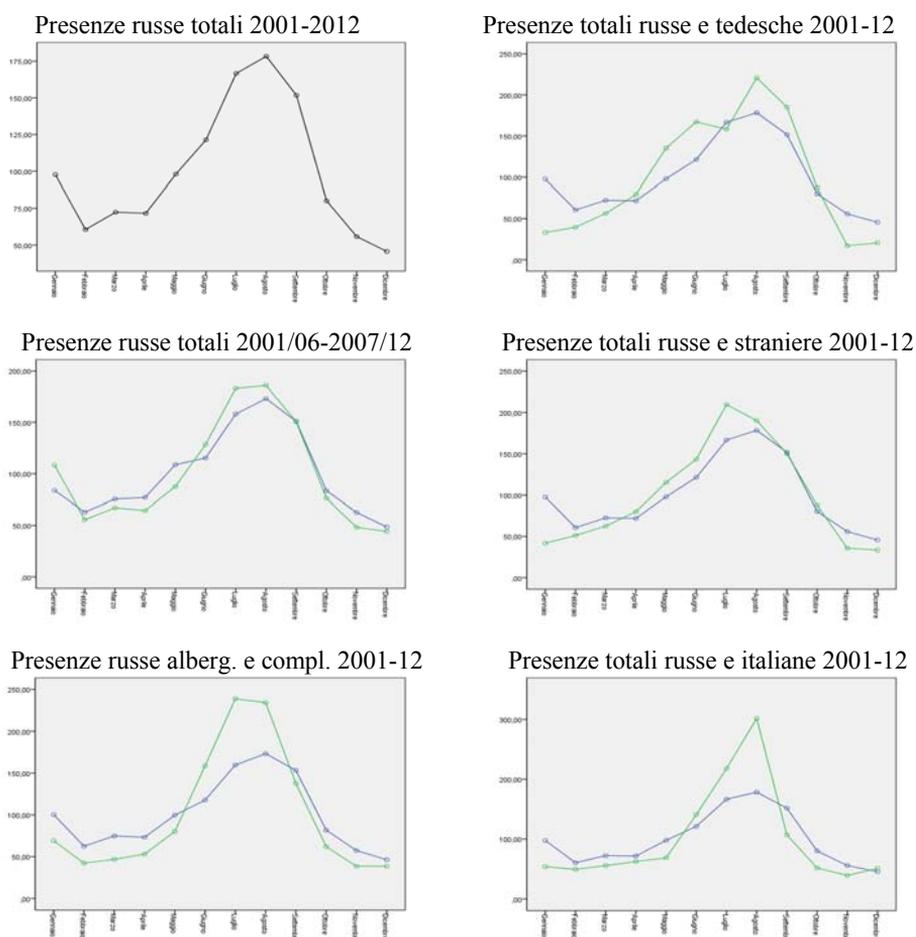
Nell'intero dodicennio considerato gli indici di stagionalità delle presenze russe totali superano il livello 100 di equidistribuzione mensile solo nel periodo estivo da giugno a settembre, raggiungendo il massimo ad agosto, a cui segue luglio e settembre, che precede giugno (Tab. 1.2). Il valore dei mesi di gennaio e maggio è prossimo a 100, mentre in tutti gli altri mesi gli indici sono nettamente inferiori al livello di equipartizione e toccano il minimo a dicembre.

Le presenze russe alberghiere del periodo gennaio 2001-dicembre 2012 presentano valori degli indici stagionali simili, mese per mese, a quelli visti sopra per le presenze russe totali; ciò è ovviamente dovuto al fatto che le prime ammontano a circa il 90% delle seconde. Passando dal settore alberghiero a quello complementare cresce l'addensamento delle presenze nel quadrimestre giugno-settembre; in questo quadrimestre, infatti, si concentra oltre il 64% delle presenze complementari, contro poco più del 50% delle presenze alberghiere e totali (Tab. 1.2 e Fig. 1.3). Questo risultato conferma la maggiore concentrazione stagionale che caratterizza solitamente le strutture complementari rispetto a quelle alberghiere, anche per il fatto che, in queste ultime, le chiusure stagionali degli esercizi sono generalmente meno frequenti e di durata più breve.

Il turismo russo si caratterizza dunque come turismo estivo di vacanza orientato prevalentemente al mare, soprattutto dell'Emilia-Romagna, e alla visita delle principali città d'arte italiane (Roma, Venezia e Firenze in testa, a cui si aggiunge Milano come città degli affari, della moda e dello shopping). Significativi, anche se meno rilevanti, sono i flussi che si registrano nei mesi di gennaio e maggio, in corrispondenza, nel primo caso, con il Natale Ortodosso, il turismo invernale e i saldi di fine stagione e, nel secondo caso, con importanti festività civili russe.

Nel corso del tempo si sono verificati sensibili mutamenti nell'andamento stagionale delle presenze russe totali, che hanno portato a un maggior addensamento mensile della domanda turistica russa. Infatti, tra il 2001-2006 e il 2007-2012, è aumentata dal 58,85% al 63,04% la concentrazione delle presenze nei cinque mesi di maggiore afflusso; inoltre, il valore massimo del mese di agosto è salito da 173,03 a 186,04, mentre il minimo di dicembre è sceso da 48,58 a 44,19, portando a un notevole ampliamento del campo di variazione (passato da 124,45 a 141,85 punti). Infine, tra il 2001-2006 e il 2007-2012, la graduatoria dei cinque mesi con indici di stagionalità superiori a 100 non subisce variazioni in corrispondenza delle prime quattro posizioni (con agosto sempre in testa, seguito da luglio e settembre, che precede giugno), mentre al quinto posto il mese di maggio viene sostituito da gennaio.

L'accentuazione della stagionalità delle presenze russe nel corso del dodicennio considerato si può cogliere anche dall'analisi diretta della Figura 1.3. Infatti, confrontando la spezzata degli indici stagionali medi del 2007-2012 con quella del 2001-2006 si può notare che la prima supera la seconda nei mesi estivi (settembre escluso), mentre alle code succede esattamente il contrario (con la già segnalata eccezione di gennaio). Il suddetto incremento di intensità della stagionalità trova conferma anche calcolando il coefficiente di variazione degli indici stagionali il quale, passando dal 2001-2006 al 2007-2012, subisce una sensibile crescita che lo porta dal 39,49% al 48,79%.



**Figura 1.3** Indici mensili medi di stagionalità delle presenze russe, tedesche, straniere e italiane. Gennaio 2001-dicembre 2012 e per i turisti russi totali anche gennaio 2001-dicembre 2006 e gennaio 2007-dicembre 2012. Le spezzate con il punto di massimo più basso riguardano le presenze russe, rispettivamente, del 2001-2006, del settore alberghiero e totali.

Durante il dodicennio in esame, cresce dunque la tendenza dei turisti russi a scegliere le vacanze estive orientate prevalentemente al mare; inoltre, al turismo primaverile, in corrispondenza con le importanti festività civili di maggio, viene preferito il soggiorno invernale, in corrispondenza con il Natale Ortodosso, la pratica dello sci in località alpine e il periodo dei saldi invernali di gennaio.

Per cogliere appieno le caratteristiche dell'andamento stagionale delle presenze russe nel periodo 2001-2012, è opportuno confrontarlo con la stagionalità del principale segmento turistico straniero, quello tedesco, nonché con la stagionalità dell'insieme dei turisti stranieri e italiani (Tab. 1.2 e Fig. 1.3).

Da questo confronto emerge che, quanto ad addensamento stagionale, le presenze italiane occupano il primo posto, seguite da quelle tedesche e straniere totali, mentre le presenze russe registrano la stagionalità più debole. Questa graduatoria non varia al mutare della misura sintetica di stagionalità considerata (media degli indici di stagionalità superiori a 100, indice stagionale massimo e campo di variazione degli indici stagionali), con gli italiani sempre in testa (191,88; 301,75; 262,51), i tedeschi al secondo posto (173,31; 220,81; 203,70), il totale degli stranieri al terzo (161,65; 209,48; 176,06) e, infine, i russi al quarto e ultimo posto (154,54; 178,34; 132,68).

In ogni caso, il mese di punta è agosto non solo per i segmenti tradizionali dei turisti italiani e tedeschi, ma anche per il segmento nuovo dei russi che, almeno nel caso delle presenze alberghiere, si allineano ai comportamenti di altre nazionalità, seppur in misura più attenuata. Al contrario, per le presenze russe complementari e le presenze straniere totali il mese di massimo è luglio, seguito da agosto, anche se, nel caso dei russi, la distanza tra i due mesi non è molto elevata.

## **1.4 Modelli per le serie mensili delle presenze turistiche e per i relativi outliers**

### **1.4.1 Modelli dinamici di regressione multipla**

Finora per l'analisi del trend e della stagionalità si è fatto ricorso a un metodo basato su opportune medie mobili. Si tratta di una procedura di scomposizione delle serie stagionali che si articola in fasi successive con cui si stima sia il trend che la stagionalità. Il problema dell'interazione tra le componenti tendenziale e stagionale viene risolto iterando più volte la procedura stessa. Un modo più efficiente di risolvere tale problema è quello di stimare congiuntamente trend e stagionalità con un modello che incorpori entrambe queste componenti.

A questo scopo, risultano adeguati i modelli dinamici di regressione multipla, in cui il trend è rappresentato da un funzione polinomiale del tempo  $t$ , gli effetti stagionali da variabili dummy e il residuo da una struttura SARIMA. In particolare, la funzione del tempo varia a seconda che il trend sia lineare o non lineare; nel primo caso, si utilizzerà ovviamente la retta e nel secondo, come già in precedenza, la parabola. Anche le variabili stagionali dummy assumeranno una forma diversa a seconda che la stagionalità presenti, nel corso del tempo, ampiezza costante oppure variabile. Oltre a tali componenti si terrà conto anche degli outliers, cioè dei valori anomali o eccezionali che possono perturbare l'andamento delle serie mensili.

Nel seguito, si formalizzerà dapprima il modello con trend lineare e stagionalità costante (1.1) e poi il modello con trend non lineare e stagionalità variabile (1.2)<sup>9</sup>:

$$Y_t = \sum_{i=0}^1 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{12} \beta_j \cdot D_{j,t}^c + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + e_t \quad (1.1)$$

$$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{12} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + e_t \quad (1.2)$$

dove  $D_{j,t}^c$  e  $D_{j,t}^v$  sono due variabili stagionali dummy che, per il generico mese  $j$ , con  $j = 1, 2, \dots, 12$ , sono rispettivamente espresse da:

$$D_{j,t}^c \begin{cases} = 1, & \text{per il mese } t = j + 12 \cdot \gamma, \text{ con } \gamma = 0, 1, 2, \dots \text{ (anni);} \\ = 0, & \text{per gli altri mesi di ciascun anno.} \end{cases} \quad (1.3)$$

$$D_{j,t}^v \begin{cases} = 1 + \gamma, & \text{per il mese } t = j + 12 \cdot \gamma, \text{ con } \gamma = 0, 1, 2, \dots \text{ (anni);} \\ = 0, & \text{per gli altri mesi di ciascun anno.} \end{cases} \quad (1.4)$$

Nel primo caso, la costanza della stagionalità è catturata dal fatto che l'indicatore di ciascun mese rimane sempre pari a 1 per ogni anno considerato; nel secondo caso, invece, la stagionalità variabile viene colta dal fatto che l'indicatore di ciascun mese aumenta di 1 unità all'anno, a partire dal secondo.

Il termine  $O_{k,t}$  rappresenta il  $k$ -esimo outlier o valore irregolare eccezionale, che altera l'andamento della serie osservata e la cui causa può essere nota oppure no; come si illustrerà nel paragrafo successivo, per il trattamento degli outliers si utilizzerà un modello in grado di catturare i diversi tipi di valori anomali che possono interessare le serie in esame (Liu, 2009, cap. 7; Pankratz, 1991, cap. 8).

Infine, per il residuo o errore del modello  $e_t$  non si fanno le consuete e restrittive assunzioni tipiche del modello "statico" di regressione multipla ( $e_t \approx \text{White Noise}(0, \sigma^2)$ ); viceversa, si suppone che  $e_t$  segua un modello SARIMA o modello stagionale ARIMA, il che connota dinamicamente il modello di regressione multipla. In termini formalizzati, il residuo  $e_t$  segue un modello SARIMA del tipo:

$$\phi(B) \cdot \phi_{12}(B^{12}) \cdot \Delta^d \cdot \Delta_{12}^D \cdot e_t = \theta(B) \cdot \theta_{12}(B^{12}) \cdot a_t \quad (1.5)$$

---

<sup>9</sup> Questi modelli, assieme a quello con trend non lineare e stagionalità costante, sono i tre modelli che presentano un buon adattamento ad almeno una delle serie in esame. Viceversa, il restante modello, con trend lineare e stagionalità variabile, non sembra adattarsi bene ad alcuna serie osservata, per cui non troverà impiego nel seguito.

dove gli operatori: autoregressivo  $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ , autoregressivo stagionale  $\phi_{12}(B^{12}) = 1 - \phi_{12} B^{12} - \dots - \phi_{12p} B^{12p}$ , media mobile  $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$  e media mobile stagionale  $\theta_{12}(B^{12}) = 1 - \theta_{12} B^{12} - \dots - \theta_{12q} B^{12q}$  soddisfano le consuete condizioni di ammissibilità dei modelli SARMA (Piccolo, 1990, pp. 163-166). Inoltre,  $\Delta^d = (1-B)^d$  e  $\Delta_{12}^D = (1-B^{12})^D$  sono gli operatori differenza, rispettivamente, non stagionale di ordine  $d$  e stagionale di periodo 12 e grado  $D$ . Infine,  $B$  è l'operatore di ritardo tale per cui  $B^h \cdot e_t = e_{t-h}$ , mentre  $a_t$ , per  $t = 1, 2, \dots, n$ , è una successione di variabili casuali con media nulla, omoschedastiche e incorrelate, nota come processo White Noise.

In fase di stima, per evitare perfetta multicollinearità tra i regressori  $D_{j,t}^c$  e  $D_{j,t}^v$  è necessario imporre uno dei seguenti 3 vincoli:

- a) porre pari a 0 uno qualsiasi dei 12 parametri  $\beta_j$ ;
- b) porre la condizione che  $\sum_{j=1}^{12} \beta_j = 0$ ;
- c) omettere l'intercetta del modello regressivo.

Nel seguito si è scelto di adottare il primo tipo di vincolo, ponendo  $\beta_{12} = 0$ ; in tal caso il coefficiente  $\beta_j$  misura l'effetto del  $j$ -esimo mese, per  $j = 1, 2, \dots, 11$ , rispetto a dicembre.

#### 1.4.2 Modello per il trattamento degli outliers

Per il trattamento dell'impatto del  $k$ -esimo outlier  $O_{k,t}$  si può ricorrere al seguente modello:

$$O_{k,t} = \omega_k \cdot L_k(B) \cdot I_t(T_k) \quad (1.6)$$

dove  $\omega_k$  misura l'intensità dell'impatto iniziale del  $k$ -esimo outlier, mentre  $I_t(T_k)$  è la variabile indicatore che ne segnala la data di accadimento  $T_k$ , ed è tale per cui:

$$I_t(T_k) \begin{cases} = 1, & \text{per } t = T_k; \\ = 0, & \text{per } t \neq T_k, \text{ con } t = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (1.7)$$

Infine,  $L_k(B)$  rappresenta la modalità di trasmissione dinamica dell'effetto in esame, la quale può essere formalizzata nel modo seguente:

$$L_k(B) = \frac{1}{1 - \delta_k B^{s_k}} \quad (1.8)$$

La precedente espressione assume forme diverse a seconda dei valori assegnati a  $\delta_k$  e a  $s_k$ , e comprende tutti i casi di interesse per le serie del turismo allo studio. Nello specifico:

a) se  $\delta_k = 0$ , allora  $L_k(B) = 1$ ; ciò significa che in  $t = T_k$  siamo in presenza di una anomalia di tipo additivo (Additive Outlier, AO);

b) se  $0 < \delta_k < 1$  e  $s_k = 1$ , allora  $L_k(B) = 1/(1 - \delta_k B)$ , cioè a partire da  $t = T_k$  si ha una variazione temporanea del livello di  $Y_t$  che si smorza nel tempo al tasso  $\delta_k$  (Transient Change, TC);

c) per  $\delta_k = s_k = 1$  si ottiene  $L_k(B) = 1/(1 - B)$ ; quindi, da  $t = T_k$  in poi vi è un cambiamento permanente del livello di  $Y_t$ , la cui intensità rimane costante nel tempo in corrispondenza di  $t = T_k, T_k + 1, T_k + 2, \dots$  (Level Shift, LS);

d) per  $\delta_k = 1$  e  $s_k = 12$  si ottiene  $L_k(B) = 1/(1 - B^{12})$ ; in questo caso vi è una variazione permanente stagionale del livello di  $Y_t$ , la cui intensità rimane costante per lo stesso mese di anni diversi, cioè per  $t = T_k, T_k + 12, T_k + 24, \dots$  (Seasonal Level Shift, SLS);

e) da ultimo si considera il cosiddetto Innovational Outlier (IO), il cui modello corrisponde a quello del residuo  $e_t$ ; essendo

$L_k(B) = \theta(B) \cdot \theta_{12}(B^{12}) / \phi(B) \cdot \phi_{12}(B^{12}) \cdot \Delta^d \cdot \Delta_{12}^D$ , questo tipo di outlier può approssimare, a seconda dei casi, l'effetto di ciascuno dei precedenti tipi di valori anomali considerati (Chen e Liu, 1993, p. 16).

## 1.5 Risultati dell'analisi multivariata delle presenze turistiche russe e confronti con altre nazionalità

Dall'analisi della Figura 1.2 è possibile trarre utili indicazioni per la formalizzazione del trend e della stagionalità nei modelli multivariati per le serie mensili in esame. Nello specifico, quando la stagionalità ha ampiezza nettamente crescente il trend è non lineare e particolarmente accelerato; viceversa, quando l'ampiezza della stagionalità risulta scarsamente variabile o costante allora il trend può essere lineare o non lineare, ma in quest'ultimo caso è poco accelerato.

La stagionalità fortemente variabile caratterizza tutti i segmenti turistici russi, tranne le presenze mensili russe complementari del sottoperiodo 2001-2006; analogamente a quest'ultimo caso, registrano una scarsa variabilità dell'ampiezza stagionale anche le presenze mensili totali dei turisti tedeschi, stranieri e italiani rilevate nell'intervallo 2001-2012.

Di conseguenza, per rappresentare la stagionalità dei turisti non russi si farà ricorso alle variabili dummy  $D_{j,t}^c$  con indicatori mensili costanti; viceversa, nel caso delle presenze russe si utilizzeranno le variabili dummy  $D_{j,t}^v$  con indicatori mensili variabili.

Per quanto riguarda poi il trend, si ipotizza che esso sia non lineare in tutti i casi considerati tranne che in uno, le presenze mensili straniere totali del 2001-2012, in corrispondenza delle quali il parametro  $\alpha_2$  è risultato non significativo; per questa serie, quindi, la funzione polinomiale del tempo  $t$  si riduce da una parabola a una retta. Viceversa, la funzione rappresentativa del trend si suppone non lineare non solo per le serie russe con ampiezza stagionale fortemente crescente, ma anche per le serie mensili dei turisti tedeschi e italiani, caratterizzate da una tendenza dapprima decrescente e poi crescente nel primo caso e da un andamento opposto nel secondo (almeno tra il gennaio 2004 e il dicembre 2012); ci si aspetta dunque che la parabola interpolante presenti concavità rivolta verso l'alto per le presenze tedesche e verso il basso per le presenze italiane.

Per specificare il modello dinamico di regressione multipla per ciascuna delle 8 serie mensili in esame si è adattato al caso stagionale multivariato il metodo proposto da Box e Jenkins (1970) per l'identificazione, stima e verifica dei modelli ARIMA univariati, utilizzando a tal fine il software IBM SPSS Statistics, versione 21. Nel caso si giunga a identificare più modelli alternativi per una stessa serie, la scelta tra essi si è basata sui seguenti due criteri legati tra loro: l'adeguatezza del modello<sup>10</sup> e il suo livello di parsimonia.

In altri termini, a condizione che soddisfi il requisito di significatività dei parametri SARIMA, il modello prescelto per ciascuna serie osservata (Tabella 1.3) è quello che, a parità di numero di parametri, risulta il più adeguato, ovvero quello che, a parità di adeguatezza, è il più parsimonioso, cioè presenta il minor numero di parametri.

Nelle Tabelle 1.4 e 1.5 sono riportate le stime dei parametri – del trend, della stagionalità e SARIMA – dei modelli finali indentificati per ciascuna serie mensile allo studio; da esse si evince che i coefficienti del trend risultano tutti significativi, a conferma del tipo di trend preliminarmente ipotizzato. Tutti ampiamente significativi sono anche i parametri della componente SARIMA, visto che in caso contrario il modello sarebbe stato rifiutato. Viceversa, i coefficienti della componente stagionale sono in parte non significativi (quelli con l'asterisco) e, precisamente, in corrispondenza dei mesi i cui valori non sono significativamente diversi da quelli di dicembre.

I parametri SARIMA inoltre, a differenza degli altri, presentano numerosità e tipologia variabile passando da un modello all'altro, anche se il loro numero è piuttosto contenuto, essendo pari a 1 in un caso, a 3 in sei casi e, infine, a 6 nel restante caso.

<sup>10</sup> L'adeguatezza del modello è stata valutata sia in termini di casualità dei residui, mediante i relativi correlogrammi e il test di Ljung-Box (1979), sia in termini di bontà di adattamento alla serie osservata, tramite il coefficiente di variazione dei residui, l'indice BIC (Bayesian Information Criterion) di Akaike (1978) e l'indice di determinazione corretto. I modelli formalizzati nella Tabella 1.3 sono quelli che hanno dato luogo, a parità di numero di parametri, a residui di natura casuale e a valori minimi dei primi due indici e massimi dell'ultimo.

**Tabella 1.3** Modelli dinamici di regressione multipla specificati per le serie mensili delle presenze russe alberghiere, complementari, totali e delle presenze totali tedesche, straniere e italiane

	Modello per le serie mensili 2001-2012 delle presenze russe
Alberghiere	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) \cdot (1 - \theta_{12} B^{12}) \cdot a_t$
Complementari	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + \frac{(1 - \theta_3 B^3) \cdot (1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - \phi_1 B)} \cdot a_t$
Totali	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) \cdot (1 - \theta_{12} B^{12}) \cdot a_t$
	Modello per le serie mensili delle presenze russe totali
2001-2006	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + \frac{(1 - \theta_4 B^4 - \theta_7 B^7)}{(1 - \phi_1 B)} \cdot a_t$
2007-2012	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^v + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + (1 - \theta_1 B) \cdot a_t$
	Modello per le serie mensili 2001-2012 delle presenze totali
Tedesche	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^c + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + \frac{(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \theta_{11} B^{11} - \theta_{13} B^{13})}{(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)} \cdot a_t$
Straniere	$Y_t = \sum_{i=0}^1 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^c + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + (1 - \theta_2 B^2 - \theta_{11} B^{11} - \theta_{13} B^{13}) \cdot a_t$
Italiane	$Y_t = \sum_{i=0}^2 \alpha_i \cdot t^i + \sum_{j=1}^{11} \beta_j \cdot D_{j,t}^c + \sum_{k=1}^K O_{k,t} + \frac{(1 - \theta_{10} B^{10}) \cdot (1 - \theta_{12} B^{12})}{(1 - \phi_0 B^9)} \cdot a_t$

Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).

L'adeguatezza dei modelli stimati è stata valutata anche verificandone la casualità dei residui, la quale è stata analizzata in termini sia puntuali che cumulati, rispettivamente, con il correlogramma della funzione di autocorrelazione globale (ACF) dei residui stessi (Figura 1.4) e con il test di Ljung-Box (Tabelle 1.4 e 1.5). Dall'esame dei correlogrammi si evince che i valori significativi non sono mai più di due su 48 valori calcolati e, comunque, essi fuoriescono solo leggermente dalle bande di confidenza al 95%; se ne può dunque concludere che i residui dei modelli stimati presentano una distribuzione casuale. Tale conclusione è confermata anche dal test di Ljung-Box in cui si cumulano i valori trasformati e ponderati della funzione ACF fino a un ritardo massimo prefissato e variabile, e in cui ad ogni valore cumulato corrisponde una determinata probabilità.

**Tabella 1.4** Modelli dinamici di regressione multipla delle presenze russe alberghiere, complementari e totali. Serie mensili 2001-2012, 2001-2006 e 2007-2012. Significatività del test  $Q_k$  di Ljung-Box

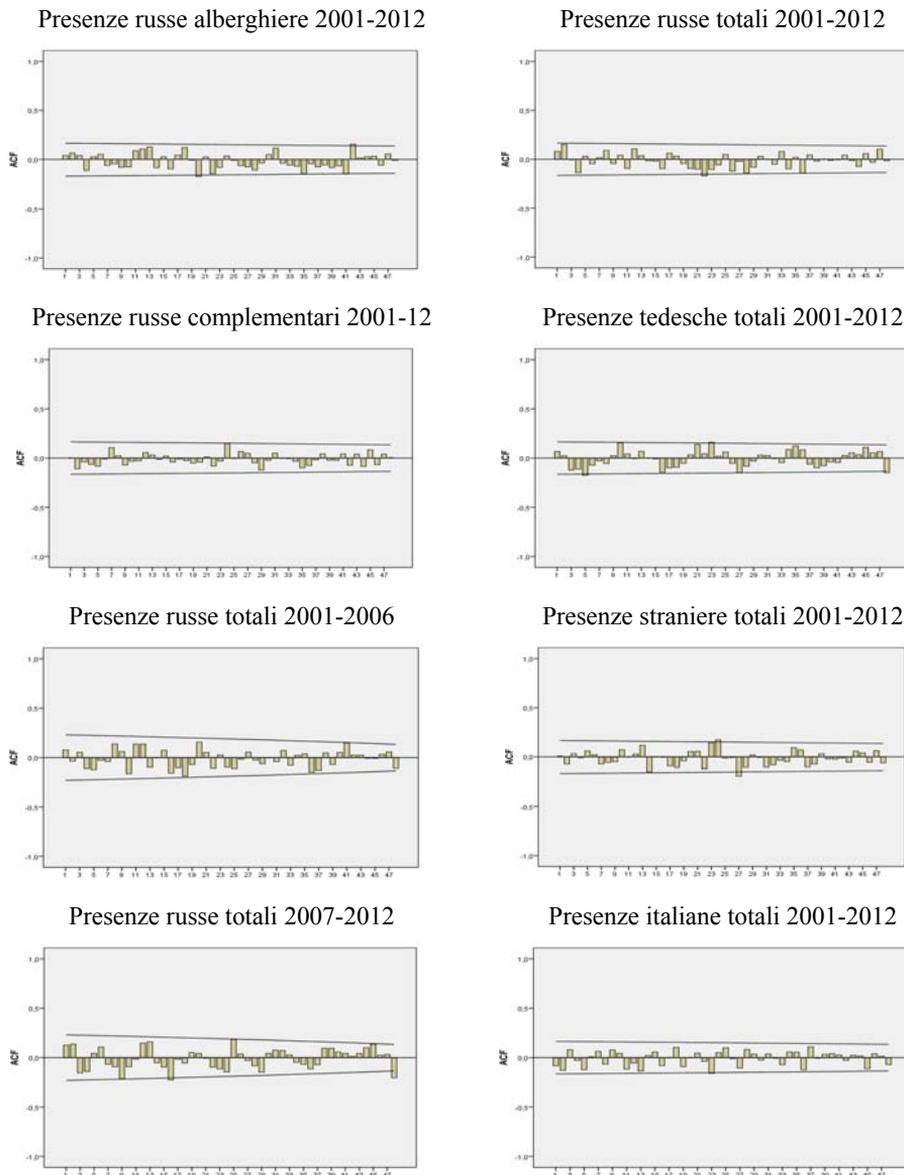
	Presenze russe 2001-2012		Presenze russe totali	
	alberghiere	complementari	2001-2006	2007-2012
$\alpha_0$	84230,25	9176,46	102378,16	480661,22
$\alpha_1$	-1440,72	-246,32	-2283,52	-8239,12
$\alpha_2$	16,97	2,35	30,95	46,74
$\beta_1$	18534,72	1582,85	12262,60	23334,23
$\beta_2$	4903,66	365,32*	5980,08	5888,27
$\beta_3$	9056,47	549,53*	10517,93	10229,97
$\beta_4$	8223,51	813,81	10612,34	9118,07
$\beta_5$	16397,59	1682,36	21393,95	17602,54
$\beta_6$	28485,64	4431,59	26014,15	34797,19
$\beta_7$	46404,45	6659,75	40764,91	55738,92
$\beta_8$	48864,01	6529,96	47594,78	57430,19
$\beta_9$	39646,34	3568,27	40864,30	42949,07
$\beta_{10}$	11662,70	1053,02	12946,40	13111,83
$\beta_{11}$	1879,21*	-43,40*	4830,29	1922,28*
$\phi_1$	—	0,59	0,72	—
$\theta_1$	-0,70	—	—	-0,62
$\theta_2$	-0,23	—	—	—
$\theta_3$	—	0,18	—	—
$\theta_4$	—	—	0,37	—
$\theta_7$	—	—	0,51	—
$\theta_{12}$	-0,73	-0,58	—	—
	<i>Probabilità associate al test <math>Q_k</math> di Ljung-Box (1979) ai lag <math>k = 12, 24, 36, 48</math></i>			
12	0,676	0,855	0,555	0,259
24	0,295	0,958	0,433	0,241
36	0,287	0,973	0,654	0,269
48	0,219	0,990	0,647	0,101

Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).

**Tabella 1.5** Modelli dinamici di regressione multipla delle presenze totali russe, tedesche, straniere e italiane. Serie mensili 2001-2012. Significatività del test  $Q_k$  di Ljung-Box

	Presenze mensili totali 2001-2012			
	Russe	Tedesche	Straniere	Italiane
$\alpha_0$	88427,06	1233850,34	2878682,07	8239701,97
$\alpha_1$	-1460,68	-19692,18	19281,95	18801,42
$\alpha_2$	18,97	138,78	—	-106,57
$\beta_1$	20765,80	526524,86	1136135,16	502841,28*
$\beta_2$	6748,95	750317,91	2427787,25	-117995,93*
$\beta_3$	10904,06	1494620,77	3942774,77	885263,78
$\beta_4$	10153,71	2325832,66	6095757,23	2121039,18
$\beta_5$	19036,37	4536708,23	10785528,15	2789374,89
$\beta_6$	31555,31	5920805,34	14788151,13	15457459,38
$\beta_7$	52729,39	5525227,26	23147642,05	29066910,94
$\beta_8$	56130,01	8073038,05	20590244,16	43535295,07
$\beta_9$	43520,19	6591896,48	15197659,54	9827859,52
$\beta_{10}$	12830,86	2665090,51	6995752,22	110697,15*
$\beta_{11}$	1927,46*	-115841,43*	261258,49*	-1997357,84
$\phi_1$	—	-0,61	—	—
$\phi_2$	—	-0,33	—	—
$\phi_9$	—	—	—	-0,24
$\theta_1$	-0,97	-0,42	—	—
$\theta_2$	-0,22	-0,51	-0,20	—
$\theta_{10}$	—	—	—	0,37
$\theta_{11}$	—	-0,53	-0,57	—
$\theta_{13}$	—	-0,53	-0,61	—
$\theta_{12}$	-0,72	—	—	-0,61
	<i>Probabilità associate al test <math>Q_k</math> di Ljung-Box (1979) ai lag <math>k = 12, 24, 36, 48</math></i>			
12	0,394	0,245	0,979	0,448
24	0,329	0,154	0,364	0,395
36	0,225	0,173	0,258	0,471
48	0,499	0,145	0,448	0,656

Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).



**Figura 1.4** Funzione di autocorrelazione globale (ACF) dei residui dei modelli stimati per le presenze russe, tedesche, straniere e italiane, con i corrispondenti intervalli di confidenza. Serie mensili 2001-2012 e per i turisti russi anche 2001-2006 e 2007-2012

In particolare, nelle Tabelle 1.4 e 1.5 si riportano le probabilità associate al test  $Q_k$  ai lag  $k = 12, 24, 36$  e  $48$ . Per valori maggiori di  $0,05$ , come si verifica ampiamente in tutti i casi considerati, il test cade nella regione di accettazione dell'ipotesi nulla di casualità dei residui, il che rafforza la conclusione basata sull'analisi dei correlogrammi. In altri termini, ciò significa che i residui sono ben rappresentati da un processo White Noise, cioè da una successione di variabili casuali con media nulla, omoschedastiche e incorrelate tra loro, il che è sintomo di adeguatezza dei modelli finali stimati.

Per quanto riguarda invece il significato dei parametri della funzione quadratica del trend, si rammenta che  $\alpha_0$  determina il punto di intersezione della parabola con l'asse delle ordinate,  $\alpha_1$  è legato alla posizione dell'asse della parabola e  $\alpha_2$  determina il verso della concavità della funzione quadratica ( $\alpha_2 > 0$ : concavità verso l'alto;  $\alpha_2 < 0$ : concavità verso il basso;  $\alpha_2 = 0$ : la parabola si riduce a una retta); in particolare, il parametro  $\alpha_2$  si può interpretare come una misura dell'accelerazione o della decelerazione dell'andamento della serie. Dalle Tabelle 1.4 e 1.5 si evince che, secondo le attese (Tabella 1.1 e Fig. 1.1), il segno del coefficiente  $\alpha_2$  è positivo per tutte le serie delle presenze russe, caratterizzate da una crescita fortemente accelerata e, quindi, da una concavità rivolta verso l'alto; inoltre,  $\alpha_2$  è positivo anche per le presenze tedesche, in virtù del cambio di segno del loro trend, mentre è negativo per le presenze italiane, data la concavità rivolta verso il basso del loro andamento tendenziale; infine,  $\alpha_2$  è nullo per la serie delle presenze straniere, contraddistinta da trend lineare e, dunque, da assenza di concavità.

Nei 6 casi in cui  $\alpha_2 > 0$  il segno di  $\alpha_0$  è sempre positivo, mentre quello di  $\alpha_1$  è negativo. Questo significa che intercetta e asse della parabola passano entrambe per valori positivi, rispettivamente delle ordinate e delle ascisse, in coerenza con la natura delle serie in esame caratterizzate da valori sempre positivi. Ciò si verifica anche nel caso in cui  $\alpha_2 < 0$ , essendo i segni di  $\alpha_0$  e  $\alpha_1$  ambedue positivi.

Uno dei vantaggi di operare con modelli dinamici anziché con un metodo di scomposizione è che i primi forniscono informazioni non solo sul valore degli indici stagionali ma anche sulla loro significatività rispetto a un valore di riferimento. Ciò consente, ad esempio, di individuare oltre al mese di minimo anche la stagione di minimo, data dall'insieme di mesi, non necessariamente contigui, con indici stagionali non significativamente diversi dall'indice del mese di minimo preso a riferimento.

A questo proposito, è lecito aspettarsi che la stagione "morta" copra un numero di mesi variabile a seconda del tipo di esercizio, della nazionalità e dell'intervallo temporale considerato. In particolare, nel primo caso si può supporre che tale stagione sia più lunga per gli esercizi complementari che per quelli alberghieri, mentre nel secondo si può ipotizzare che, dato il maggior addensamento stagionale delle relative presenze, gli italiani presentino una stagione di minimo relativamente più lunga rispetto alle altre nazionalità in esame.

Le precedenti ipotesi trovano conferma nei risultati ottenuti. Nello specifico, per le presenze mensili russe del 2001-2012 la durata della stagione di minimo raddoppia passando dalle strutture alberghiere a quelle complementari. Infatti, nel primo caso i mesi con il minor numero di presenze sono due, novembre e dicembre; viceversa, nel secondo caso, a questi due mesi se ne aggiungono altri due, febbraio e marzo. Tali differenze sono riconducibili, almeno in parte, al fatto che, per le loro caratteristiche, gli esercizi complementari presentano chiusure stagionali più diffuse e di durata generalmente maggiore rispetto agli alberghi.

Come si è notato in precedenza, le presenze russe totali registrano andamenti stagionali simili a quelli delle corrispondenti presenze alberghiere, in quanto queste ultime rappresentano la stragrande maggioranza delle prime; in particolare, per le presenze mensili totali del 2001-2012 si hanno due mesi di minimo, dati ancora da novembre e dicembre. Lo stesso capita per le presenze mensili tedesche e straniere, mentre per quelle italiane la stagione "morta" si allunga notevolmente, comprendendo ben 5 mesi, i primi due e gli ultimi tre dell'anno. In questo caso è interessante notare che, a differenza delle altre nazionalità considerate, per i turisti italiani il minimo assoluto della stagionalità non cade a dicembre bensì a novembre, il cui valore risulta significativamente più basso di quello dell'ultimo mese dell'anno. Tali risultati sono riconducibili a comportamenti dei turisti italiani diversi da quelli delle altre nazionalità considerate; in particolare, i connazionali sono caratterizzati da una minor abitudine a scaglionare le ferie e da una crescente propensione a godere di vacanze fuori dall'Italia durante la bassa stagione.

Se dai mesi di minimo passiamo a quelli di alta stagione, si può rilevare che nei modelli le stime degli indici stagionali conservano le stesse graduatorie degli indici ottenuti col metodo basato sulle medie mobili (Tabella 1.2), a parte una lieve differenza nel caso delle presenze mensili totali russe del 2001-2006. Cambia ovviamente l'interpretazione degli indici, valutati rispetto al livello medio 100 di assenza di stagionalità, nel caso della procedura di scomposizione, e al valore del mese finale di riferimento, nel caso dei modelli dinamici considerati.

Per le presenze mensili totali russe del 2001-2012 trova conferma che, nel quadrimestre estivo di alta stagione, il primo posto è occupato da agosto, seguito da luglio e da settembre, mese che precede nettamente giugno. Al di là dei mesi centrali dell'estate, dunque, i turisti russi preferiscono soggiornare in Italia più nel mese finale che in quello iniziale della bella stagione. Quest'ultimo comportamento risulta in sintonia con quello dei turisti tedeschi (che non disdegnano nemmeno maggio per le vacanze di Pentecoste) e degli stranieri totali, mentre è diverso dal comportamento dei turisti italiani, orientati molto di più su giugno che su settembre. Dove i russi sono in sintonia con gli italiani è nell'ordinamento dei due mesi di massimo, che vede agosto al primo posto e luglio al secondo, anche se la prevalenza di agosto è sensibilmente più forte per gli italiani che per i russi.

A parte le suddette consonanze di risultati, vi sono delle differenze da evidenziare che riguardano il bimestre centrale dell'estate; al contrario dei russi, infatti, i turisti stranieri preferiscono luglio ad agosto, mentre i tedeschi, pur soggiornando in Italia soprattutto ad agosto, lasciano luglio solo al quarto posto, preceduto nettamente da settembre (in seconda posizione) e giugno (in terza).

Passando al confronto tra le presenze russe totali e quelle alberghiere, nonché tra queste ultime e le presenze complementari, si può notare che nel primo caso la graduatoria non cambia, per il motivo già detto. Viceversa, nel secondo caso l'ordinamento dei mesi di punta delle presenze complementari è radicalmente diverso da quello delle presenze alberghiere, e vede in prima posizione luglio, seguito da agosto, giugno e settembre. Queste diversità sono riconducibili alle differenti caratteristiche delle due tipologie di alloggio in esame, già evidenziate in precedenza.

A conclusione di questa analisi, si procederà al confronto temporale tra le graduatorie che contraddistinguono le presenze russe totali nei due sottoperiodi considerati. Tra il 2001-2006 e il 2007-2012 i primi 4 mesi in graduatoria vedono aumentare significativamente, anche se in misura diversa, la corrispondente stima, cioè la misura della loro distanza relativa dal valore di dicembre. Ciò fa sì che rimanga immutato il mese che occupa il primo e il quarto posto in graduatoria, rispettivamente agosto e giugno, caratterizzati entrambi da un forte incremento della differenza rispetto a dicembre. Viceversa, se nel 2001-2006 la seconda e terza posizione non sono significativamente distinte, nel 2007-2012 il secondo posto è indiscutibilmente occupato da luglio e il terzo da settembre. Ne risulta quindi che l'ordinamento del 2007-2012 coincide con quello dell'intero dodicennio in esame, relativamente almeno ai primi 4 posti in graduatoria. La variazione più rilevante tra i due sottoperiodi considerati riguarda tuttavia il mese in quinta posizione che nel 2001-2006 è maggio, mentre nel 2007-2012 diventa gennaio, in conseguenza della forte variazione, rispettivamente in meno e in più, della loro distanza relativa dal valore di dicembre.

Dalle stime della stagionalità dei modelli multivariati dinamici si ha dunque la conferma dei risultati ottenuti in precedenza col metodo di scomposizione basato sulle medie mobili, in virtù della netta e precisa caratterizzazione della componente stagionale che contraddistingue le serie considerate. I russi esprimono prevalentemente un turismo estivo legato alle vacanze balneari al mare, soprattutto del litorale romagnolo. Pur non disdegnando luglio, le loro presenze si concentrano essenzialmente ad agosto, anche se in misura nettamente inferiore rispetto ai turisti italiani e tedeschi. I turisti russi, poi, tendono a prolungare la stagione estiva a settembre più che ad anticiparla a giugno. Infine, la crescita di importanza di gennaio, mese in cui cade il Natale Ortodosso, si contrappone al calo di maggio ed è dovuta alla progressiva scoperta da parte dei russi del turismo invernale nelle regioni alpine del nostro Paese, legato soprattutto agli sport della neve. Nel caso di gennaio, poi, non va trascurata l'attrattiva esercitata dalla pratica dei saldi di fine stagione.

## **1.6 Outliers identificati per le serie mensili delle presenze turistiche russe e di altre nazionalità**

Spesso le serie osservate sono contaminate da valori anomali che ne possono alterare significativamente l'andamento. Per ovviare a questo inconveniente è necessario condurre un'opportuna analisi degli outliers finalizzata a individuarne l'eventuale esistenza e, successivamente, a identificarne la data di accadimento e la tipologia; infine,

dopo aver stimato l'intensità del relativo effetto, è possibile procedere all'eliminazione di quest'ultimo dalla corrispondente serie<sup>11</sup>.

Utilizzando il modello per il trattamento degli outliers illustrato nel par. 1.4.2 si è riusciti a identificare la presenza, la data di accadimento, la tipologia e l'intensità dell'effetto dei valori anomali che alterano le serie in esame. Nel seguito ci soffermeremo soprattutto sul numero e sul tipo di outliers individuati, mentre gli altri aspetti citati saranno presi in considerazione in un prossimo contributo.

Relativamente al numero di outliers identificati, si può notare che quanto più accelerato è il trend e quanto più variabile è l'ampiezza della stagionalità tanto maggiore è la presenza di valori anomali. Una conferma di ciò si ha, in particolare, confrontando le presenze russe totali con quelle delle altre nazionalità considerate nel periodo 2001-2012 (Tabella 1.6). Le prime, infatti, registrando un andamento tendenziale e stagionale più sostenuto delle seconde, presentano un numero maggiore di outliers, 8 contro i 3 dei tedeschi<sup>12</sup> e degli stranieri, e i 4 degli italiani.

Inoltre, tranne uno, gli outliers delle presenze russe totali cadono nel 2007-2012, cioè nel secondo sottoperiodo in esame, caratterizzato da una variabilità nettamente superiore a quella del primo sottoperiodo 2001-2006. I precedenti risultati si manifestano non solo nei confronti intertemporali e tra nazionalità diverse, ma anche nei confronti intersettoriali; infatti, passando dal settore alberghiero a quello complementare, dove le fluttuazioni mensili hanno sperimentato una accelerazione maggiore nel corso del tempo, il numero di outliers sale da 7 a 9 (Tabella 1.6).

Infine, è interessante notare che, tra le presenze russe totali e quelle delle altre nazionalità, oltre al numero di outliers varia anche la natura dei valori anomali; in particolare, mentre i turisti tedeschi e stranieri presentano outliers solo di tipo IO (Innovational Outlier), e gli italiani soprattutto di tipo TC (Transient Change), cioè con effetti transitori sulle serie mensili, i turisti russi registrano pure anomalie di tipo AO (Additive Outlier) e SLS (Seasonal Level Shift), i cui effetti, almeno in quest'ultimo caso, sono più duraturi di quelli delle altre tipologie di outliers identificate. Nello specifico, la variazione stagionale di livello (SLS) del gennaio 2011, che si riscontra per le presenze russe alberghiere e totali, manifesta il suo effetto non solo in quel mese ma anche 12 mesi dopo a gennaio 2012; analogamente, l'outlier SLS che le presenze russe complementari registrano nell'agosto 2010 ha un impatto significativo anche nei mesi di agosto degli anni successivi (2011 e 2012).

---

<sup>11</sup> Per l'identificazione della data di accadimento e del tipo di outliers, come pure per la stima e l'aggiustamento del loro effetto, si è fatto ricorso alla procedura proposta da Liu (2009) cap. 7 e da Pankratz (1991), cap. 8.

<sup>12</sup> In realtà, le presenze mensili tedesche sono influenzate non solo dagli outliers ma anche da effetti di calendario legati alle festività mobili della Pasqua e della Pentecoste, che alterano l'andamento delle relative serie nei mesi, rispettivamente, di marzo-aprile e di maggio-giugno. Di questi effetti si è tenuto conto in Tonini (2015).

**Tabella 1.6** Outliers identificati per le presenze russe alberghiere, complementari, totali e per le presenze totali tedesche, straniere e italiane. Serie mensili 2001-2012

DATA	Presenze russe 2001-2012			Presenze totali 2001-2012		
	alberghi.	complem.	totali	tedesche	straniere	italiane
Giugno 2001	—	—	—	IO	—	—
Luglio 2001	—	—	—	IO	—	—
Aprile 2002	—	—	—	—	—	TC
Giugno 2004	—	—	—	—	—	TC
Luglio 2004	—	—	—	—	IO	—
Gennaio 2006	—	—	AO	—	—	—
Giugno 2006	—	IO	—	—	—	—
Gennaio 2007	TC	TC	—	—	—	—
Ottobre 2007	TC	TC	TC	—	—	—
Febbraio 2008	TC	—	—	—	—	—
Maggio 2008	—	—	—	—	—	IO
Febbraio 2009	—	—	TC	—	—	—
Giugno 2009	TC	—	—	—	—	—
Luglio 2009	—	AO	—	—	—	—
Agosto 2010	—	SLS	—	—	—	—
Gennaio 2011	SLS	—	SLS	—	—	—
Giugno 2011	—	IO	IO	—	—	—
Luglio 2011	IO	IO	IO	—	IO	—
Agosto 2011	—	—	—	—	IO	—
Aprile 2012	—	—	—	IO	—	—
Giugno 2012	—	AO	IO	—	—	—
Luglio 2012	AO	AO	AO	—	—	TC

Fonte: nostre elaborazioni di dati ISTAT (2002 e 2004), (2005-2011) e (2012-2014).

## 1.7 Conclusioni

Nel corso del dodicennio 2001-2012 il turismo russo in Italia ha sperimentato una forte crescita, tanto che le presenze totali hanno registrato un tasso di incremento continuo del 14% circa. Si tratta di un valore nettamente superiore a quello delle presenze straniere totali che, nello stesso periodo, è risultato inferiore al 2%. Viceversa, per i segmenti tedesco e italiano si sono avuti tassi addirittura negativi (rispettivamente -0,33% e -0,16%).

Questo notevole incremento ha fatto aumentare sensibilmente il peso del contingente russo sull'insieme delle presenze straniere, portandolo dallo 0,92% del 2001 al 3,42% del 2012. Si tratta tuttavia di percentuali ancora basse che prefigurano ulteriori margini di crescita nel futuro.

Dal punto di vista metodologico, l'incremento molto accelerato delle presenze russe in Italia ha fatto sì che, nei corrispondenti modelli dinamici di regressione multipla, la stagionalità e il trend venissero rappresentati, rispettivamente, con variabili dummy a valore crescente e con una funzione quadratica con concavità rivolta verso l'alto. Diverso è il caso delle presenze straniere totali, il cui andamento poco sostenuto è ben rappresentato da una stagionalità costante e da un trend lineare.

La stragrande maggioranza (intorno al 90%) dei turisti russi alloggia in esercizi ricettivi alberghieri; tale percentuale, tuttavia, tende leggermente a diminuire nel corso del tempo, a fronte della tendenza alla crescita delle presenze nelle strutture complementari. Peraltro, è interessante notare che la metà circa delle presenze alberghiere russe predilige gli alberghi di categoria più elevata (4-5 stelle), a testimonianza dell'alta capacità di spesa che caratterizza questo segmento turistico.

Con riferimento poi alla stagionalità della domanda turistica, a riprova della forte caratterizzazione che contraddistingue questo fenomeno, i risultati sostanzialmente non cambiano, a parte l'interpretazione, al variare dell'approccio seguito nell'analisi, cioè passando dal metodo basato su medie mobili al modello dinamico di regressione multipla. Nel primo caso, in particolare, gli indici mensili medi evidenziano che oltre la metà delle presenze russe totali si concentra nei mesi estivi da giugno a settembre, raggiungendo il massimo ad agosto, seguito da luglio, settembre e, più distaccato, giugno. Questa concentrazione è dovuta al fatto che i turisti russi visitano l'Italia soprattutto per motivi di vacanza, trascorsa prevalentemente al mare (a Rimini e in poche altre località balneari italiane, con una fortissima concentrazione territoriale), a cui si accompagna spesso una visita a una o più delle principali città d'arte (Venezia, Firenze, Roma) e dello shopping (Milano).

L'addensamento stagionale delle presenze turistiche russe varia sensibilmente a seconda del tipo di struttura ricettiva, essendo molto più forte negli esercizi complementari che negli alberghi, dove le chiusure stagionali sono generalmente meno frequenti e meno prolungate. Nel corso del tempo, inoltre, vi è stato un significativo aumento della concentrazione stagionale delle presenze russe che, tuttavia, non ha modificato la graduatoria dei primi quattro mesi, mentre ha portato il mese di gennaio a sostituire quello di maggio in quinta posizione, in concomitanza con il Natale Ortodosso e con la progressiva scoperta da parte dei russi delle stazioni invernali delle Alpi italiane (soprattutto in Trentino-Alto Adige e Valle d'Aosta). Infine, per interpre-

tare adeguatamente la stagionalità delle presenze russe è opportuno contestualizzarla confrontandola con la stagionalità di altri segmenti turistici; da questo confronto emerge che la concentrazione stagionale del turismo russo, pur essendo significativa, è comunque minore rispetto ad altre nazionalità (italiana e tedesca in particolare), come pure rispetto all'insieme delle presenze straniere.

In conclusione, i turisti russi rappresentano un segmento molto interessante per il mercato turistico italiano, in virtù del loro elevato ritmo di crescita, della forte capacità di spesa e di una stagionalità più attenuata rispetto ad altri segmenti turistici. Tale crescita poi non accenna a diminuire nemmeno in un momento, come l'attuale, caratterizzato da tensioni nelle relazioni tra Italia e Russia e da un cambio sfavorevole rublo-euro, tanto è vero che nei primi 8 mesi del 2014 vi è stato un aumento significativo (anche se meno intenso del passato), rispetto allo stesso periodo del 2013, sia dei viaggiatori che dei pernottamenti e della spesa dei turisti russi in Italia (Banca d'Italia, 2014). A ciò può aver contribuito la designazione del 2014 come Anno del turismo italo-russo, con tutte le iniziative promozionali che ne sono conseguite e con le facilitazioni introdotte nella concessione del visto. Si ha dunque ragione di ritenere che il turismo russo in Italia, essendo un mercato in forte espansione, riprenderà a crescere a ritmi vicini a quelli del passato dopo che le relazioni tra Italia e Russia si saranno normalizzate, la crisi economica sarà superata e il cambio rublo-euro avrà trovato un rapporto più equilibrato; in ogni caso, l'impulso maggiore ad un incremento ancor più sostenuto delle presenze russe in Italia può venire solo da una misura molto auspicata ed efficace che è l'abolizione del visto, uno dei freni più forti all'interscambio turistico tra i due Paesi.

## Riferimenti bibliografici

- ABRAHAM B. - CHUANG A. (1989), *Outlier detection and time series modeling*, in *Technometrics*, vol. 31, n. 2, pp. 241-248.
- AKAIKE H. (1978), *A bayesian extension of the minimum AIC procedure*, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, vol. 30, A, pp. 9-14.
- ALIVERNINI A. - GALLO M. - MATTEVI E. - QUINTILIANI F. (2012), *Tendenze del turismo internazionale nelle regioni italiane*, in *Rassegna Economica*, n.1.
- ALIVERNINI A. - BREDA E. - IANNARIO E. (2014), *International tourism in Italy (1997-2012)*, in *Questioni di Economia e Finanza*, n. 220, Banca d'Italia, Roma.
- ALIVERNINI A. (2015),
- BANCA D'ITALIA (2014), *Turismo internazionale dell'Italia*, accessed December 2014, [https://www.bancaditalia.it/statistiche/rapp\\_estero/turismo-int](https://www.bancaditalia.it/statistiche/rapp_estero/turismo-int)
- BOX G.E.P. - JENKINS G.M. (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control* (rev. ed., 1976), Holden-Day, San Francisco.
- CHANG I. - TIAO G.C. - CHEN C. (1988), *Estimation of time series parameters in the presence of outliers*, in *Technometrics*, vol. 30, pp. 193-204.
- CHEN C. - LIU L. (1993), *Joint estimation of model parameters and outliers effects in time series*, in *Journal of the American Statistical Association*, vol. 88, pp. 284-297.
- DAGUM E. B. (2002), *Analisi delle serie storiche. Modellistica, previsione e scomposizione*, Springer-Verlag Italia, Milano.
- ENIT MOSCA (2012, a cura di), *Mercato turistico russo*.
- FOX A.J. (1972), *Outliers in time series*, in *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 34, pp. 350-363.
- FURMANOV K. - BALAEVA O. - PREDVODITELEVA M. (2012), *Tourism flows from the Russian Federation to the European Union*, in *Anatolia: An International Journal of Tourism and Hospitality Research*, vol. 23, n. 1, pp. 17-31.
- GUPTA M. - GAO J. - AGGARWAL C. C. - HAN J. (2014), *Outlier detection for temporal data: A survey*, *IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering*, vol. 25, n. 1, pp. 1-20.
- ISNART-ISTITUTO NAZIONALE RICERCHE TURISTICHE - ONT-OSSERVATORIO NAZIONALE DEL TURISMO (2011, a cura di), *Indagine sul turismo organizzato internazionale. Rapporto annuale*, accessed August 2014, [http://www.assolombarda.it/fs/2011728115736\\_57.pdf](http://www.assolombarda.it/fs/2011728115736_57.pdf).
- ISTAT (2002 e 2004), *Statistiche del turismo*, accessed June 2014, *Anno 2001*, [http://www3.istat.it/dati/catalogo/20021009\\_00/](http://www3.istat.it/dati/catalogo/20021009_00/); *Anno 2002*, [http://www3.istat.it/dati/catalogo/20041116\\_00/](http://www3.istat.it/dati/catalogo/20041116_00/).
- ISTAT (2005-2011), *Movimento dei clienti negli esercizi ricettivi. Dati definitivi*, accessed July 2014, *Anno 2003*, <http://www.istat.it/it/archivio/10409>; *Anno 2004*, <http://www.istat.it/it/archivio/10390>; *Anno 2005*, <http://www.istat.it/it/archivio/10293>; *Anno 2006*, <http://www.istat.it/it/archivio/10263>; *Anno 2007*, <http://www.istat.it/it/archivio/10228>; *Anno 2008*, <http://www.istat.it/it/archivio/13620>; *Anno 2009*, <http://www.istat.it/it/archivio/4014>; *Anno 2010*, <http://www.istat.it/it/archivio/48501>.
- ISTAT (2012-2014), *I.stat, Servizi-Turismo-Capacità degli esercizi ricettivi e movimento dei clienti negli esercizi ricettivi-Movimento dei clienti per Paese d'origine, Dati mensili, Anno 2011 e 2012*, accessed June 2014, <http://dati.istat.it/>.

- KOENKER D. P. (2003), *Travel to Work, Travel to Play: On Russian Tourism, Travel, and Leisure*, Slavic Review, Vol. 62, n. 4, pp. 657-665.
- LIU L.-M. (2009), *Time Series Analysis and Forecasting*, (rel. 2.2), Scientific Computing Associates, River Forest, IL.
- LJUNG G.M. (1993), *On outlier detection in time series*, in Journal of the Royal Statistical Society, Series B, vol. 55, n. 2, pp. 559-567.
- LJUNG G.M. - BOX G.E.P. (1978), *On a measure of lack of fit in time series models*, Biometrika, vol. 65, pp. 297-303.
- MINISTERO DEGLI AFFARI ESTERI - ENIT (2014), *Federazione Russa. Rapporto congiunto Ambasciate, Consolati, ENIT, 2014*, accessed August 2014, [http://www.esteri.it/MAE/pdf\\_paesi/EUROPA/Federazione\\_Russa.pdf](http://www.esteri.it/MAE/pdf_paesi/EUROPA/Federazione_Russa.pdf).
- ONT-OSSERVATORIO NAZIONALE DEL TURISMO (2011), *Schede mercato Russia*, accessed August 2014, <http://www.ontit.it/opencms/export/sites/default/ont/it/documenti/files/Russia.pdf>.
- PANKRATZ A. (1991), *Forecasting with Dynamic Regression Models*, Wiley, New York.
- PEREZ M. - SANTORO M.G. (2015),
- PICCOLO D. (1990), *Introduzione all'analisi delle serie storiche*, La Nuova Italia Scientifica, Roma.
- TONINI G. (1994), *Modelli stocastici e previsioni a breve termine della domanda turistica. Il caso italiano dagli anni ottanta in poi*, in Giornale degli Economisti e Annali di Economia, vol. 53 (N.S.), n. 10-12, pp. 525-546.
- TONINI G. (2013), *Tourist exchange between Italy and Russia*, in BECTHK PMAT, vol. 9, n. 3, pp. 78-82.
- TONINI G. (2015), *Modelli di previsione per l'aggiornamento di serie mensili del turismo russo in Italia, ...*
- TSAY R.S. (1988), *Outliers, level shifts, and variance changes in time series*, in Journal of Forecasting, vol. 7, pp. 1-20.
- UNWTO (2010), *International Recommendations for Tourism Statistics 2008*, Studies in Methods, Series M, No. 83/Rev.1, Department of Economic and Social Affairs, UNWTO, New York.
- WTO (2009) *The Russian Outbound Travel Market with Special Insight into the Image of Europe as a Destination*, Madrid.