


CITTADINI E LAVORO A DISTANZA NELLA PA DURANTE LA PANDEMIA | MAGGIO 2020 – GENNAIO 2022

Generale soddisfazione per i servizi erogati, con qualche criticità

 Nel periodo compreso fra maggio 2020 e gennaio 2022 il 40,1% dei cittadini di 18 anni e più si è rivolto ad almeno un ufficio della Pubblica Amministrazione.

Il 37,7% dei cittadini si è rivolto alla Pubblica Amministrazione esclusivamente attraverso uno sportello fisico, il 30,8% solo attraverso lo sportello on line.

L'86,9% dei cittadini che hanno usufruito dei servizi della PA ha espresso almeno una volta molta o abbastanza soddisfazione.

Tre cittadini su quattro considerano positivo l'impatto che la diffusione del lavoro a distanza negli uffici pubblici ha avuto sull'ambiente e sulla vivibilità delle città.

62,7%

Quota di persone che si sono rivolte a un solo ufficio pubblico

Un cittadino su quattro si è rivolto agli uffici comunali.

20,5%

Percentuale di cittadini insoddisfatti di almeno un servizio ricevuto

64,1%

Quota di cittadini per i quali il lavoro a distanza determina ritardi e difficoltà nei rapporti con la PA

Per più di un cittadino su due il lavoro a distanza non migliora la qualità dei servizi.

www.istat.it

UFFICIO STAMPA
tel. +39 06 4673.2243/44
ufficiostampa@istat.it

CONTACT CENTRE
tel. +39 06 4673.3102
contact@istat.it



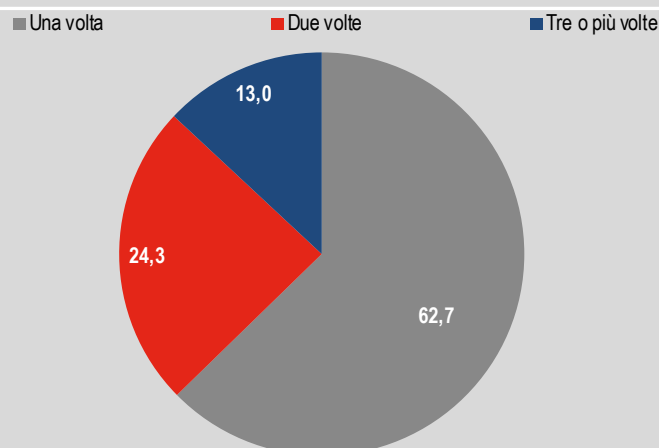
L'indagine presentata in questo Report è stata condotta durante la quarta ondata epidemica (tra il mese di dicembre 2021 e gennaio 2022) per studiare i comportamenti e le opinioni dei cittadini a quasi due anni di distanza dall'inizio della pandemia. Vengono qui pubblicati i primi risultati, in particolare quelli relativi alla fruizione dei servizi della Pubblica Amministrazione e alle opinioni sull'impatto del lavoro a distanza negli uffici pubblici.

Uffici della PA utilizzati da quattro cittadini su 10

Da maggio 2020 a gennaio 2022 il 40,1% dei cittadini di 18 anni e più (pari a oltre 19 milioni di persone) si è rivolto ad almeno un ufficio della Pubblica Amministrazione. A rivolgersi agli uffici della PA sono stati soprattutto gli uomini (43,9% contro 36,6% di donne), gli occupati (49,4% a fronte del 31,6% dei non occupati) e le persone più giovani (52,7% tra 18 e 44 anni contro il 20,8% degli ultrasessantatrenni). Non emergono differenze territoriali statisticamente significative.

Il 62,7% si è rivolto solo a un ufficio, il 24,3% a due e il restante 13% a tre o più uffici. I cittadini si sono rivolti soprattutto agli uffici comunali: lo ha fatto uno su quattro (23,9%). Il 12,5% si è rivolto all'Inps, una quota di poco minore alle segreterie degli uffici scolastici (10,9%), il 6,5% alle Agenzie delle entrate. Meno numerosi (con valori compresi tra l'1 e il 4%) quanti si sono rivolti agli altri uffici: Inail, Ministeri, uffici della Regione, Sportello unico per le attività produttive (SAUP) o Sportello unico per edilizia (SUE) del Comune.

FIGURA 1. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SI SONO RIVOLTE AGLI UFFICI DELLA PA PER NUMERO DI VOLTE. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



Un cittadino su due ha utilizzato lo sportello fisico, pochi meno quello online

Il 49,4% dei cittadini si è rivolto almeno una volta a un ufficio pubblico utilizzando lo sportello fisico, il 44,4% almeno una volta utilizzando lo sportello online mentre il 22,5% ha utilizzato almeno una volta entrambe le modalità. In particolare, il 37,7% degli utenti si è rivolto alla pubblica amministrazione esclusivamente attraverso uno sportello fisico, il 30,8% lo ha fatto solo attraverso lo sportello on line e il 15,9% ha usato sempre entrambi i canali.

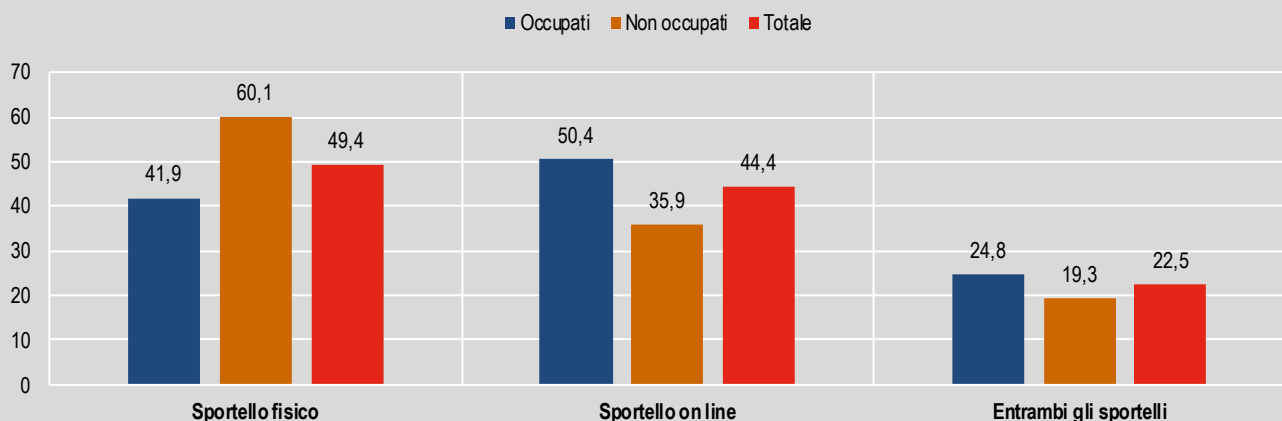
Sono soprattutto gli ultra64enni a preferire lo sportello fisico (69,5% contro 44,3% dei 18-44enni); il contrario accade nel caso degli sportelli on line (26,2% contro 51,3%).

Ad usare lo sportello on line è stata la maggioranza delle persone che hanno usufruito degli uffici dell'Inps (72,5%), dell'Agenzia delle Entrate (56%) e delle segreterie scolastiche (56%).

Lo sportello fisico invece è stata la modalità più utilizzata per rivolgersi agli uffici del Comune (57,6%): in tutte le classi di età è stata la maggioranza a preferire questo tipo di canale, ma tra le persone di 65 anni e più si raggiunge la quota più elevata (71,2%).

L'analisi della condizione occupazionale fa emergere un maggiore utilizzo da parte degli occupati dello sportello online ed una preferenza invece dei non occupati per l'accesso ai servizi tramite lo sportello fisico.

FIGURA 2. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SI SONO RIVOLTE ALMENO UNA VOLTA AGLI UFFICI DELLA PA PER TIPO DI SPORTELLI UTILIZZATO E CONDIZIONE LAVORATIVA. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



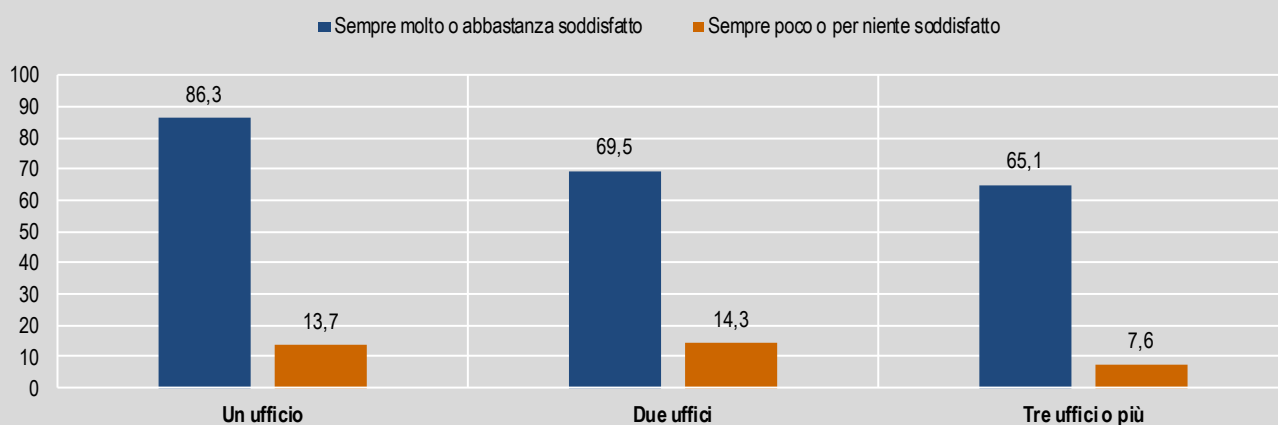
Diffusa soddisfazione per i servizi ricevuti

Tra quanti hanno utilizzato i servizi della Pubblica Amministrazione emerge una diffusa soddisfazione: l'86,9% degli utenti ha espresso almeno una volta molta o abbastanza soddisfazione. Uno su cinque, invece, si è dichiarato insoddisfatto almeno una volta (20,5%).

Il 79,4% risulta sempre soddisfatto e questa percentuale resta elevata anche in caso di ricorso a più servizi. Esprime infatti soddisfazione l'86,3% di chi si è rivolto a un solo ufficio, il 69,5% di chi si è rivolto a due uffici, il 65,1% nel caso di ricorso a tre o più uffici. L'area di quanti sono sempre insoddisfatti è decisamente più contenuta: basti pensare che si tratta del 13,7% di chi si è rivolto a un solo servizio, del 14,3% di quanti hanno usato due servizi e del 7,6% di quanti hanno fatto ricorso a tre o più uffici.

Per tutti gli uffici considerati l'area della soddisfazione espressa per il servizio ricevuto è maggioritaria, oscillando in un *range* tra il 64 e l'84% dell'utenza.

FIGURA 3. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SI SONO RIVOLTE ALMENO UNA VOLTA AGLI UFFICI DELLA PA PER NUMERO DI UFFICI A CUI SI SONO RIVOLTE E SODDISFAZIONE ESPRESSA. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



La maggioranza non ha ravvisato cambiamenti nella qualità dei servizi erogati

Tra quanti si sono rivolti ad un ufficio pubblico, la maggioranza non ha ravvisato cambiamenti nella qualità di almeno uno dei servizi ricevuti rispetto al periodo pre-pandemico (65,2%). Un cittadino su quattro (25,6%), invece, ha lamentato un peggioramento in almeno una delle circostanze in cui si è rivolto alla PA. Una quota più bassa (13%) ha notato invece un miglioramento.

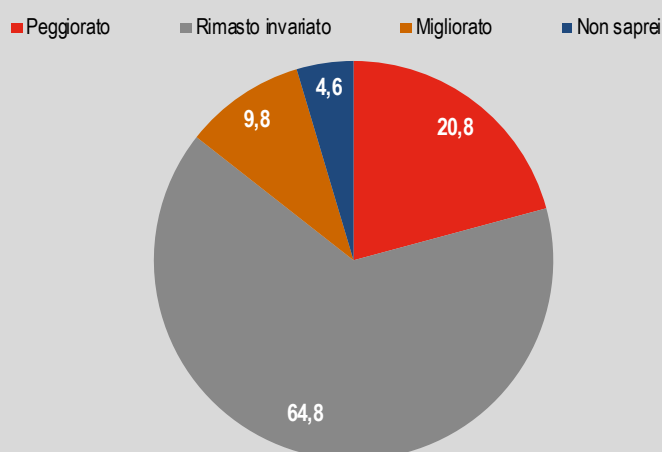
Per tutti gli uffici pubblici considerati, la quota di quanti non rilevano cambiamenti nella qualità del servizio erogato rispetto a prima dell'emergenza sanitaria è più ampia di quanti al contrario evidenziano un miglioramento o un peggioramento. Per quasi tutti gli uffici è la maggioranza assoluta a definire invariato il servizio ricevuto.

Focalizzando l'attenzione su quanti si sono rivolti solo a un ufficio pubblico, il 20,9% ha riscontrato un peggioramento e il 9,8% un miglioramento. Resta fortemente maggioritaria la quota di quanti non rilevano cambiamenti (64,8%). Il 4,5% invece, ha avuto difficoltà a esprimere un giudizio. Inoltre, restando sempre agli utenti di un unico servizio, è interessante notare che tra quanti lamentano un peggioramento il 62,1% si dichiara comunque soddisfatto (a fronte del 37,9% di non soddisfatti): si tratta cioè di un peggioramento che nella gran parte dei casi non comporta insoddisfazione.

La percentuale di soddisfatti sale al 93,3% tra quanti non ravvisano cambiamenti nella qualità del servizio ricevuto e al 99,1% tra chi ha rilevato un miglioramento del servizio.

Diversa la situazione in caso di ricorso a due uffici: tra quanti rilevano un peggioramento la percentuale di soddisfatti scende al 26,7% (il 14,9% è soddisfatto solo di uno dei due servizi ricevuti, il 58,4% è insoddisfatto di entrambi). Resta invece elevatissima la percentuale di soddisfatti tra quanti considerano stabile o migliorata la qualità di entrambi i servizi ricevuti.

FIGURA 4. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SI SONO RIVOLTE AD UN SOLO UFFICIO DELLA PA PER GIUDIZIO ESPRESSO SUL SERVIZIO RICEVUTO. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



Malcontento soprattutto per l'allungamento dei tempi di erogazione dei servizi

Complessivamente ha espresso insoddisfazione o ha constatato un peggioramento della qualità dei servizi offerti il 31,6% dei cittadini che si sono rivolti a un ufficio pubblico (pari a oltre 6 milioni di persone).

È stato soprattutto l'allungamento dei tempi di erogazione dei servizi ad avere generato malcontento (67,4%), seguito dalla difficoltà nel parlare con un operatore per avere indicazioni su come accedere al servizio (60%). Elevata è anche la quota di quanti hanno lamentato difficoltà di accesso agli sportelli fisici, totalmente o parzialmente chiusi (45,3%), o difficoltà di prenotazione per l'accesso ai medesimi sportelli (41,7%).

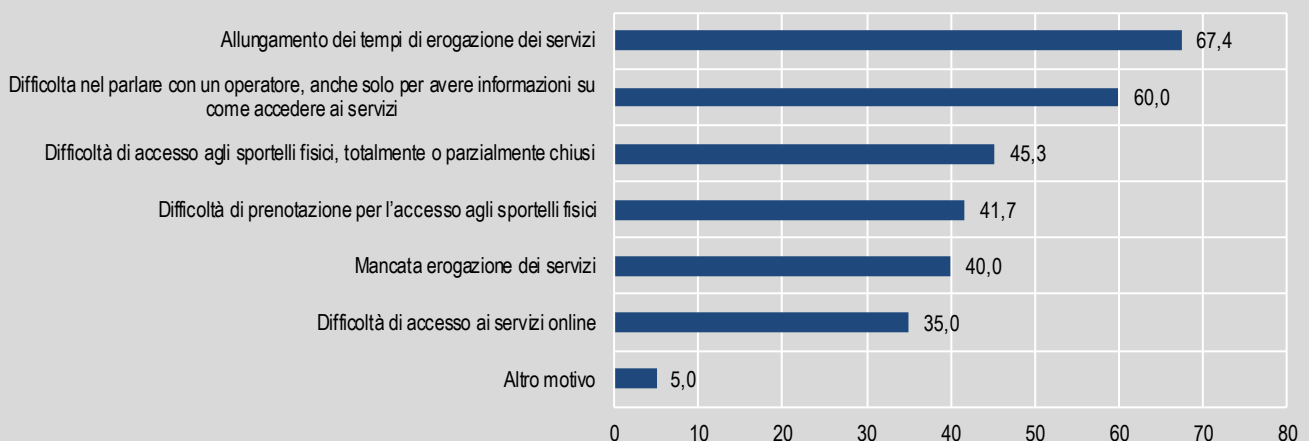
Nel 40% dei casi in cui si sono evidenziati insoddisfazione o peggioramento del servizio ricevuto, il servizio non è stato erogato, mentre nel 35% ci sono state difficoltà di accesso ai servizi online.

I cittadini residenti nelle regioni del Centro-nord lamentano più frequentemente un allungamento dei tempi di erogazione dei servizi (72,9 contro 56,5% nel Mezzogiorno).

Tra gli occupati invece è più elevata la quota di quanti riferiscono difficoltà nel parlare con un operatore (65,9% contro 50,4% dei non occupati) o lamentano difficoltà di accesso ai servizi on line (41,8% contro 24% dei non occupati).

Anche l'analisi per tipo di canale utilizzato per rivolgersi agli uffici pubblici fa emergere qualche differenziazione. Innanzitutto, la difficoltà a parlare con un operatore è più diffusa tra quanti hanno usato solo lo sportello online per contattare la PA (72,8% contro 46,6% di chi ha usato solo lo sportello fisico). Analogamente le difficoltà di accesso ai servizi online hanno riguardato il 39,5% di chi ha usato solo questo canale a fronte del 13,5% tra quanti hanno usato solo lo sportello fisico. Non emergono differenze significative sulle altre difficoltà.

FIGURA 5. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SONO RIMASTE INSODDISFATTE O HANNO DICHIARATO UN PEGGIORAMENTO DELLA QUALITÀ DEI SERVIZI DELLA PA, PER TIPO DI PROBLEMA RISCONTRATO. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



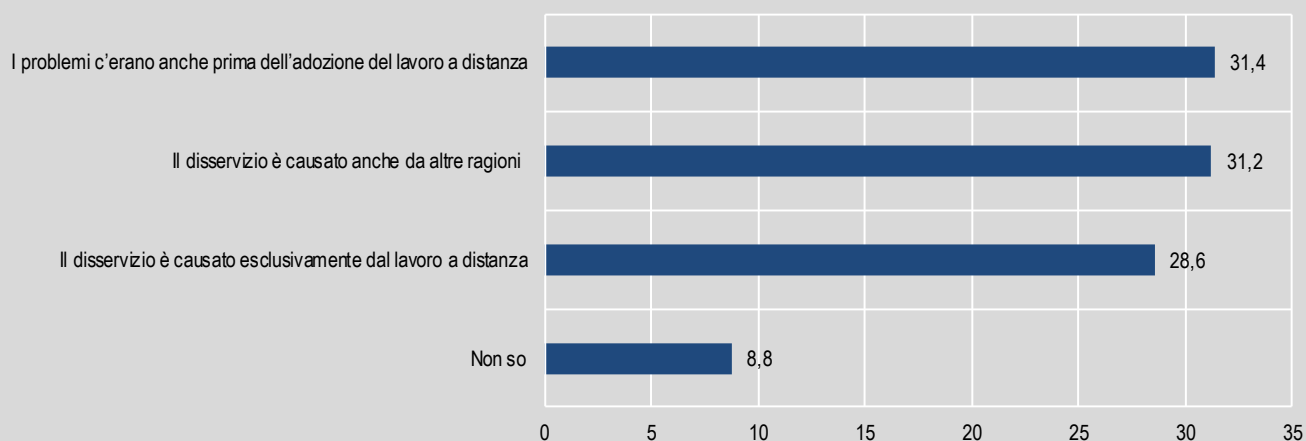
Anche il lavoro a distanza tra i motivi dei disservizi

Nel corso dell'indagine, a coloro che si sono rivolti ad almeno un ufficio della Pubblica Amministrazione e hanno espresso insoddisfazione o hanno rilevato un peggioramento del servizio erogato sono stati proposti anche quesiti mirati a capire se le criticità riscontrate dipendessero, a loro parere, dall'adozione del lavoro a distanza e, dunque, dalla minore presenza di dipendenti negli uffici di interesse.

I cittadini si distribuiscono in maniera omogenea tra le possibili modalità di risposta: per il 31,4% i problemi c'erano anche prima dell'adozione del lavoro a distanza, per il 31,2% il lavoro a distanza è una concausa, per il 28,6% invece il disservizio è causato esclusivamente dal lavoro a distanza. L'8,8% non è stato in grado di esprimere un'opinione in merito.

Non emergono differenze significative in base alle variabili socio-demografiche né in base ai canali di accesso ai servizi.

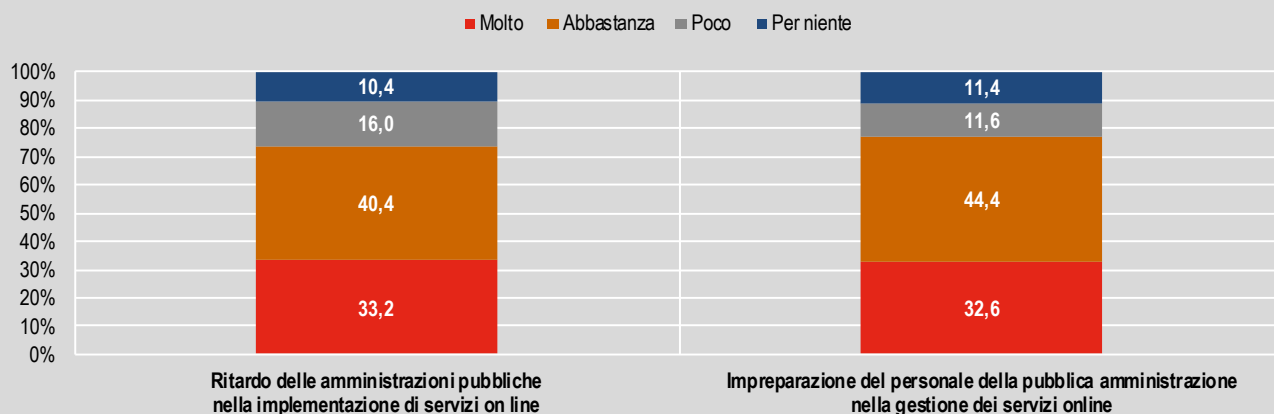
FIGURA 6. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 SONO RIMASTE INSODDISFATTE O HANNO DICHIARATO UN PEGGIORAMENTO DELLA QUALITÀ DEI SERVIZI DELLA PA PER OPINIONE ESPRESSA SULL'IMPATTO DEL LAVORO A DISTANZA. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



Peggioramento dei servizi per ritardi tecnologici e impreparazione

In particolare, il peggioramento dei servizi erogati è stato riscontrato dal 25,5% di quanti hanno fatto ricorso a un ufficio pubblico. Tra questi, per tre persone su quattro il peggioramento è dovuto al ritardo delle amministrazioni pubbliche nella implementazione di servizi on line (73,6%) e per altrettanti all'impreparazione del personale della Pubblica Amministrazione nella gestione dei servizi online (77%). Il primo problema è stato segnalato soprattutto dai cittadini residenti nel Centro-nord (80,1%) contro il 59,6% del Mezzogiorno.

FIGURA 7. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ CHE DA MAGGIO 2020 A GENNAIO 2022 HANNO DICHIARATO UN PEGGIORAMENTO DELLA QUALITÀ DEI SERVIZI DELLA PA PER OPINIONE ESPRESSA SULLE CAUSE DEL PEGGIORAMENTO. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



Impatto positivo del lavoro a distanza per ambiente e vivibilità delle città

L'indagine ha consentito di misurare anche il grado di accordo con alcune affermazioni relative alle principali conseguenze dell'adozione del lavoro a distanza negli uffici pubblici.

Per tre cittadini su quattro è chiaro l'impatto positivo che la diffusione del lavoro a distanza negli uffici pubblici ha avuto sull'ambiente e sulla vivibilità delle città (73,2%), così come per una quota più bassa, ma comunque maggioritaria (57,5%), il lavoro a distanza ha migliorato le condizioni di lavoro dei dipendenti della Pubblica Amministrazione.

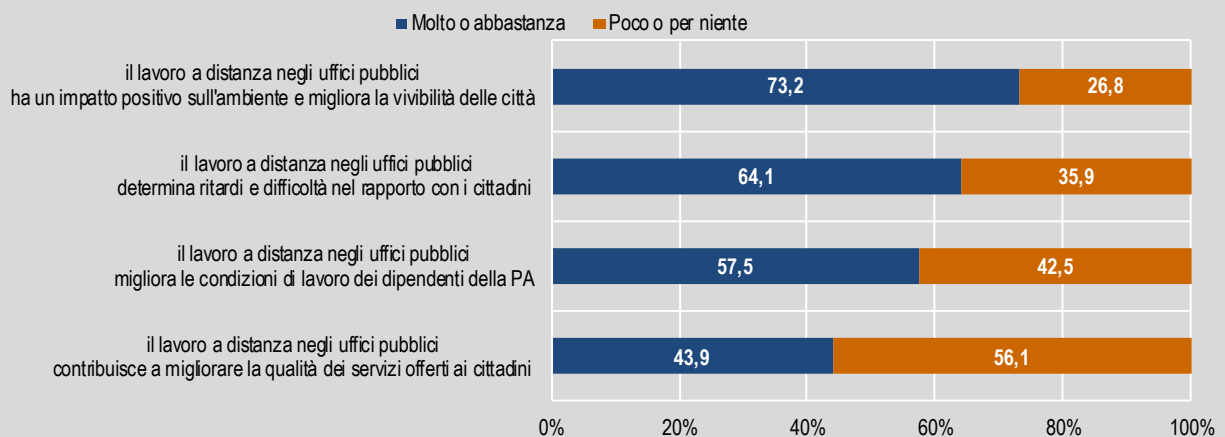
Tuttavia, per i due terzi (64,1%) l'introduzione di questa flessibilità organizzativa ha determinato ritardi e difficoltà nel rapporto con i cittadini mentre più di un cittadino su due (56,1%) è poco o per niente d'accordo con l'affermazione che il lavoro a distanza contribuisce a migliorare la qualità dei servizi offerti ai cittadini.

Non emergono differenze significative nelle opinioni espresse a seconda che si sia fatto o meno ricorso ai servizi della PA nel periodo compreso da maggio 2020 a gennaio 2022. Ma il grado di soddisfazione rispetto ai servizi ricevuti sembra incidere sulle opinioni espresse.

Tra chi è rimasto sempre soddisfatto dei servizi ricevuti la quota di quanti ritengono che la diffusione del lavoro a distanza determini ritardi e difficoltà, pur restando maggioritaria (57,7%), è di circa 15 punti percentuali più bassa rispetto a quanti sono invece rimasti sempre insoddisfatti dei servizi ricevuti (72,5%).

Anche per quanto riguarda gli effetti del lavoro a distanza sulla qualità dei servizi offerti emergono chiare differenze. Tra chi è rimasto sempre soddisfatto il 48,9% ritiene che il lavoro a distanza migliori la qualità a fronte di un quinto degli insoddisfatti (21,4%). In maniera analoga avere avuto un'esperienza positiva nel rapporto con la PA induce anche a ritenere positivo l'impatto del lavoro a distanza sulle condizioni di lavoro dei dipendenti della PA: lo pensa il 58,3% dei soddisfatti a fronte del 39,4% degli insoddisfatti.

FIGURA 8. PERSONE DI 18 ANNI E PIÙ PER GRADO DI ACCORDO CON ALCUNE AFFERMAZIONI SUL LAVORO A DISTANZA NEGLI UFFICI PUBBLICI, PER SINGOLA AFFERMAZIONE. Per 100 persone con le stesse caratteristiche



Nota metodologica

La strategia di campionamento per l'Indagine Diario degli Italiani

Il disegno campionario

La popolazione di interesse dell'indagine sul Diario degli Italiani è costituita dagli individui di 18 anni e più residenti in Italia.

I domini di stima per gli obiettivi dell'indagine sono stati definiti considerando le seguenti macro aree geografiche, di interesse per la prima indagine condotta ad aprile 2020, così definite:

- 1) "Zona rossa" (Piemonte, Lombardia, Veneto, Emilia Romagna e Marche);
- 2) Resto del Nord più Centro (Valle d'Aosta - Vallée d'Aoste, province autonome di Trento e Bolzano/Bozen, Friuli, Liguria, Toscana, Umbria e Lazio);
- 3) Mezzogiorno (Sud e Isole).

Poiché la tecnica di rilevazione scelta è la tecnica CATI, è stato necessario selezionare il campione da un collettivo per il quale fosse presente un recapito telefonico. A tale scopo si è scelta come lista di selezione l'insieme degli individui rispondenti al *Master Sample* (MS) del Censimento Permanente del 2018, escludendo gli individui per la cui famiglia non era presente nessun recapito telefonico. I recapiti telefonici considerati sono quelli provenienti sia dalla rilevazione censuaria sia dell'aggancio con l'archivio Consodata.

La numerosità del collettivo considerato per la fascia di età di interesse (18 anni e più), è risultata di circa 2.408.468 complessivamente, di cui 1.417.127 gli individui la cui famiglia ha almeno un recapito telefonico.

La dimensione del campione è stata fissata a 3.000 unità.

È stato stabilito di utilizzare una stratificazione rispetto all'area geografica sopra definita e alla dimensione comunale. La dimensione comunale considerata è la seguente:

- 1) comuni fino a 50mila abitanti;
- 2) comuni con oltre 50mila abitanti.

L'allocazione del campione di 3000 unità tra questi domini è stata effettuata, dapprima, tra le aree geografiche in un'ottica di compromesso tra l'allocazione uguale e quella proporzionale e, poi, all'interno di ogni area, secondo un criterio di proporzionalità tra le due dimensioni di ampiezza comunale. Il numero di individui campione per ogni dominio incrocio è stato poi distribuito proporzionalmente tra le regioni geografiche al fine di garantire la copertura di tutte le regioni.

Infine, poiché si è stabilito di fare ricorso alla sostituzione per le unità non rispondenti, è stato deciso di selezionare un campione sei volte più grande rispetto al campione base. Al fine di garantire che le sostituzioni fossero effettuate tra individui simili per caratteristiche demografiche, il sovracampionamento è stato applicato incrementando proporzionalmente le dimensioni campionarie degli strati sopra definiti, suddividendo questi ultimi in sotto-strati ottenuti dall'incrocio di sesso e tre classi di età (18-44, 45-64, 65+).

Le unità campionarie sono state selezionate dagli strati così definiti con campionamento casuale a probabilità uguali.

Per la seconda rilevazione, condotta tra dicembre 2021 e gennaio 2022, è stato utilizzato lo stesso disegno campionario sopra descritto e riferito alla rilevazione condotta ad aprile 2020.

Procedura per il calcolo dei pesi di riporto all'universo

Le stime prodotte dall'indagine sono stime di frequenze assolute e relative di variabili qualitative e medie di variabili quantitative, riferite agli individui.

Le stime sono ottenute mediante uno stimatore di calibrazione, che è il metodo di stima adottato per la maggior parte delle indagini Istat sulle imprese e sulle famiglie.

Il principio su cui è basato ogni metodo di stima campionaria è che le unità appartenenti al campione rappresentino anche le unità della popolazione che non sono incluse nel campione. Questo principio viene realizzato attribuendo a ogni unità campionaria un peso che indica il numero di unità della popolazione rappresentate dall'unità medesima. Se, per esempio, a un'unità campionaria viene attribuito un peso pari a 30, allora questa unità rappresenta se stessa e altre 29 unità della popolazione che non sono state incluse nel campione.

Per il riporto dei dati all'universo è stata seguita una procedura complessa strutturata in passi successivi di espansione:

1. riporto dei rispondenti (3057 unità) al collettivo da cui sono stati selezionati (1.417.127 rispondenti MS con telefono, applicando un peso di campionamento pari all'inverso della probabilità di selezione);
2. riporto degli individui MS con telefono al totale dei rispondenti MS con 18 anni o più (effettuando una correzione rispetto alla presenza del telefono);
3. riporto all'universo della popolazione italiana di 18 anni e più (utilizzando il peso finale di riporto all'universo del MS)
4. passo di calibrazione rispetto a totali noti di popolazione riferiti al periodo della rilevazione.

La correzione del passo 2 è stata effettuata sulla base di un modello logistico che ha stimato, sui dati dell'MS 2018, la propensione delle famiglie a fornire il numero di telefono, sulla base di alcune variabili di tipo socio economico rilevate sul file dei rispondenti all'MS (età, sesso, cittadinanza, titolo di studio e condizione occupazionale). Il correttore utilizzato è l'inverso della probabilità predetta da tale modello. La scelta del modello è avvenuta confrontando le performance di diversi modelli costruiti a livello familiare¹.

Al passo 3 i pesi corretti per la sotto-copertura delle famiglie con telefono sono stati moltiplicati per i pesi assegnati agli individui per il riporto all'universo dell'MS, al fine di riportare il campione alla popolazione relativa alla data di riferimento dell'MS (ottobre 2018).

Nel passo 4, infine, è stata effettuata una calibrazione dei pesi ottenuti al passo 3 rispetto a totali noti di popolazione al momento della rilevazione. Poiché il campione è di numerosità limitata, si è calibrato su totali a livello delle ripartizioni geografiche (Nord, Centro e Mezzogiorno). Tali totali sono stati desunti dalle stime prodotte dalla Rilevazione sulle Forze di Lavoro (FdL) riferita al trimestre disponibile più recente (III-2020), per quanto riguarda le classi di età e sesso ed il titolo di studio. È stato inoltre imposto un vincolo relativo alla dimensione delle famiglie desunto, in proporzione, dalle stime prodotte dall'MS.

Per la calibrazione è stata utilizzata come funzione di distanza la logistica troncata con estremi 0.1 e 2.5 al fine di rendere limitato il campo di variazione dei pesi finali.

La procedura di calibrazione è stata svolta con il pacchetto ReGenesees² implementato in ambiente R.

Stima e calcolo dell'errore campionario

Come già detto, le stime prodotte per l'indagine sono principalmente stime di frequenze assolute o di frequenze relative e medie di caratteri quantitativi riferite per diversi domini d (nazionale e ripartizione geografica).

Nel caso in cui la variabile Y è una variabile quantitativa, ma anche nel caso in cui questa è una variabile dicotomica che sulla generica unità k ($k = 1, \dots, N$) assume valore 1 se l'unità possiede la caratteristica Y e 0 altrimenti, il totale della variabile Y nel dominio U_d , può essere scritta come

$$t_{Y_d} = \sum_{k \in U_d} y_k.$$

Poiché tale espressione vale anche per frequenze assolute di variabili qualitative dicotomiche, una frequenza relativa, può essere vista come la media del carattere Y nel dominio U_d : ed è ottenuta dividendo t_{Y_d} per la numerosità della popolazione U :

$$\mu_{Y_d} = \frac{\sum_{k \in U_d} y_k}{N_d} = \frac{t_{Y_d}}{N_d}.$$

La stime di queste quantità sono ricavate attraverso lo stimatore calibrato (cfr. Deville, Särndal, 1992³; Särndal, 2007⁴; Tillé, 2019⁵) che costituisce il principale metodo di stima correntemente utilizzato nella maggior parte delle indagini Istat.

¹ Il modello prescelto, sulla base della concordanza, considera le seguenti variabili ausiliarie: ripartizione geografica (Nord-est, Nord-ovest, Centro, Sud, Isole) e tipologia comunale (area metropolitana, cintura metropolitana, altri comuni per dimensione, fino a 2000 abitanti, 2000-1000, 10000-50000, più di 50000 abitanti); ripartizione x tipologia comunale; regione; capo famiglia maggiore di 50 anni; numero di componenti della famiglia (1, 2, 3, 4, 5 o più); presenza di donne in famiglia; presenza di stranieri in famiglia; titolo di studio più elevato in famiglia (elementare, media, diploma, laurea, post-laurea); famiglia con disoccupati; famiglia con percettori di reddito; famiglia con inattivi.

² Zardetto D. (2015). ReGenesees: an Advanced R System for Calibration, Estimation and Sampling Error Assessment in Complex Sample Surveys, (extended version). *Journal of Official Statistics*, 31(2):177-203.

³ Deville, J. C., & Särndal, C. E. (1992). Calibration estimators in survey sampling. *Journal of the American statistical Association*, 87(418), 376-382.

⁴ Särndal, C. E. (2007). The calibration approach in survey theory and practice. *Survey methodology*, 33(2), 99-119.

⁵ Devaud, D., & Tillé, Y. (2019). Deville and Särndal's calibration: revisiting a 25-years-old successful optimization problem. *TEST*, 28(4), 1033-1065.

Lo stimatore calibrato del totale è definito come:

$$\hat{t}_{Y_{CAL}} = \sum_{k \in R} y_k w_k$$

dove i pesi finali w_k sono stati definiti come illustrato nel paragrafo precedente.

Al fine di valutare l'accuratezza delle stime prodotte dall'indagine è necessario tenere conto dell'errore campionario che deriva dall'aver osservato la variabile di interesse solo su una parte (campione) della popolazione. Tale errore può essere espresso in termini di errore assoluto (standard error)

$$\hat{\sigma}(\hat{t}_{Y_d}) = \sqrt{\widehat{var}(\hat{t}_{Y_d})}, \quad (1)$$

ovvero la radice quadrata della varianza campionaria della stima, o in termini di errore relativo (cioè l'errore assoluto diviso per la stima, che prende il nome di coefficiente di variazione, CV)

$$\hat{\varepsilon}(\hat{t}_{Y_d}) = \frac{\sqrt{\widehat{var}(\hat{t}_{Y_d})}}{\hat{t}_{Y_d}} \quad (2)$$

che spesso viene riportato in valore percentuale (CV%).

Gli errori campionari delle espressioni (1) e (2), consentono di valutare il grado di precisione delle stime; inoltre, l'errore assoluto permette di costruire l'intervallo di confidenza di livello $1 - \alpha$, che, quindi, con probabilità $1 - \alpha$ contiene il parametro d'interesse. Con riferimento alla generica stima \hat{t}_{Y_d} tale l'intervallo di confidenza di livello $1 - \alpha$ è:

$$IC_{1-\alpha} = [\hat{t}_{Y_d} - k \hat{\sigma}(\hat{t}_{Y_d}); \hat{t}_{Y_d} + k \hat{\sigma}(\hat{t}_{Y_d})],$$

dove k , nel caso di intervalli di confidenza al 95%, è 1.96 ovvero, pari al valore del $(1 - \alpha/2)\%$ percentile della normale standard.

Ad ogni stima \hat{t}_{Y_d} corrisponde un errore campionario relativo $\hat{\varepsilon}(\hat{t}_{Y_d})$; ciò significa che per consentire un uso corretto delle stime sarebbe necessario pubblicare per ogni stima il corrispondente errore di campionamento relativo. Questo, tuttavia, non è possibile sia per limiti di tempo e di costi di elaborazione, sia perché le tavole di pubblicazione risulterebbero appesantite e di non facile consultazione per l'utente finale. Inoltre, non sarebbero comunque disponibili gli errori delle stime non pubblicate, che l'utente può ricavare in modo autonomo.

Per tali motivi si ricorre, in genere, ad una presentazione sintetica degli errori relativi basata sul metodo dei modelli regressivi (Wolter, 2007⁶) fondata sulla determinazione di una funzione matematica che mette in relazione ciascuna stima con il proprio errore di campionamento. L'approccio utilizzato per la costruzione di questi modelli è diverso a seconda che si tratti di variabili qualitative o quantitative. Infatti, per quanto riguarda le stime di frequenze assolute (o relative) riferite alle modalità di variabili qualitative, è possibile utilizzare modelli che hanno un fondamento teorico, secondo cui gli errori relativi delle stime di frequenze assolute sono funzione decrescente dei valori delle stime stesse. Invece, per le variabili quantitative, poiché i modelli sono meno precisi, si preferisce pubblicare gli errori di ciascuna stima pubblicata.

Il modello utilizzato per le stime di frequenze assolute, con riferimento al generico dominio d , è del tipo seguente:

$$\log(\hat{\varepsilon}^2(\hat{t}_{Y_d})) = a + b \log(\hat{t}_{Y_d})$$

dove i parametri a e b vengono stimati, utilizzando il metodo dei minimi quadrati, su un insieme di stime ottenute dall'indagine (con i rispettivi errori relativi) che coprono approssimativamente l'intervallo di variazione delle stime di frequenze che vengono pubblicate.

Per quanto riguarda la stima della varianza campionaria delle stime di frequenze assolute e relative, al fine di permettere il calcolo degli errori campionari delle stime pubblicate, mediante il metodo sopra descritto, nel prospetto 1 vengono riportati i valori di a e b e l'indice r^2 che fornisce una misura del grado di rappresentatività degli errori campionari stimati in base al modello.

⁶ Wolter, K. (2007). *Introduction to variance estimation*. Springer Science & Business Media.

Prospetto 1. Modelli sintetici degli errori

| Dominio | <i>a</i> | <i>b</i> | <i>r</i> ² |
|-------------|----------|----------|-----------------------|
| Italia | 7,63901 | -0,79423 | 0,919 |
| Nord | 6,90680 | -0,72968 | 0,918 |
| Centro | 6,70209 | -0,70697 | 0,937 |
| Mezzogiorno | 6,96014 | -0,72383 | 0,940 |

Inoltre, allo scopo di facilitare il calcolo degli errori campionari, nel prospetto 2 sono riportati, per i diversi domini territoriali di riferimento delle stime, i valori interpolati degli errori campionari relativi percentuali di alcuni valori tipici assunti dalle stime di frequenze assolute e di totali.

Prospetto 2. Valori interpolati degli errori campionari relativi percentuali per alcuni valori tipici assunti dalle stime di frequenze assolute e di totali.

| Dominio | 100.000 | 200.000 | 500.000 | 1.000.000 | 2.000.000 | 5.000.000 | 10.000.000 | 15.000.000 | 20.000.000 |
|-------------|---------|---------|---------|-----------|-----------|-----------|------------|------------|------------|
| ITA | 47,122 | 35,783 | 24,869 | 18,885 | 14,341 | 9,966 | 7,568 | 6,443 | 5,747 |
| Nord | 47,380 | 36,793 | 26,338 | 20,453 | 15,883 | 11,370 | 8,829 | 7,615 | 6,856 |
| Centro | 48,743 | 38,151 | 27,595 | 21,599 | 16,905 | 12,228 | 9,571 | 8,293 | 7,491 |
| Mezzogiorno | 50,326 | 39,160 | 28,108 | 21,871 | 17,019 | 12,215 | 9,505 | 8,208 | 7,396 |

Nel prospetto 3 sono illustrate le modalità di calcolo per la costruzione dell'intervallo di confidenza al 95% di una generica stima assoluta di 1.482.146 e con errore relativo percentuale (CV%) di 0,247.

Prospetto 3. Calcolo esemplificativo dell'intervallo di confidenza.

| | |
|--|--|
| STIMA PUNTUALE: | 1.482.146 |
| ERRORE RELATIVO PERCENTUALE (CV%) | 16,542 |
| Errore relativo | 16,542/100 =0,16542 |
| STIMA INTERVALLARE: | |
| Semi ampiezza dell'intervallo | 1,96 * 0,16542 * 1.482.146 = 480.546 |
| Limite inferiore dell'intervallo di confidenza | 1.482.146- 480.546 = 1.002.000 |
| Limite superiore dell'intervallo di confidenza | 1.482.146+ 480.546 = 1.962.692 |

Per chiarimenti tecnici e metodologici

Maria Clelia Romano
romano@istat.it

Emanuela Bologna
bologna@istat.it